The Impact of Worker's Experience Rating on Unemployed Workers

Prepared for:
Strategic Evaluation and Monitoring
Evaluation and Data Development
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

Prepared by:
Pierre Fortin
University of Quebec at Montreal and
Marc Van Audenrode
Laval University

October 2000

SP-AH127-03-00E

Table of Contents

Abstract i

1. Introduction 1

2. Theoretical and empirical background 3

3. Methodology 5

4. Data 7

5. Results 11
5.1 Corner effects 11
5.2 Employment Insurance usage and replacement rate 20

6. Predictions 25

7. Conclusions 27

Bibliography 29

List of Tables

Table 1 Experience Rating in Perspective 8

Table 2 Descriptive Statistics 9

Table 3 Total Claims Filed During the Nineties by Respondents 10

Table 4 Empirical Duration Hazards 13

Table 5 Empirical Duration Hazards — Repeat Users Only 15

Table 6 Cox Proportional Hazard Model of Weeks of Benefits Claimed 17

Table 7 Empirical Duration Hazards — Men and Women Separately 18

Table 8 Determinants of the True Replacement Rate 21

Table 9 Employment Insurance Usage and Replacement Rate 23

Table 10 Employment Insurance Usage and Replacement Rate 24

Table 11 Experience Rating in Perspective — Savings Potential Reductions in Payments Associated with the Intensity Rule 25

List of Figures

Figure 1 Employment Insurance Benefits Duration Hazard 12

Figure 2 Employment Insurance Benefits Duration Hazard 19

Abstract

The most original legal change introduced in the *Employment Insurance Act* is arguably the introduction of a form of experience rating on unemployed workers. The new *Act* has introduced a reduction in replacement rates for repeat users of the insurance system. For every 20 weeks of benefits drawn from the system in the past 5 years, a claimant's replacement rate will be reduced through the "intensity rule" by 1 percentage point of insured earnings, up to a maximum of 5 points.

The introduction of the rating system has significantly reduced the cost of operating the EI system, which in itself is positive for the economy. There are many ways of reducing the operating cost of the system however. From a policy point of view, the decision to introduce experience rating will be justified if it helps to solve a problem of moral hazard — abuse of the system by some claimants, or a problem of cost shifting — some workers taking much more out of the system than they put in. This paper examines this aspect of the reform. In doing so, we shall take into account the fact that the slate was wiped clean for claimants when the reform was introduced. Benefits collected before June 30, 1996 will not be counted in the calculation of a claimant's replacement rate. This implies that this system will not be fully in place until 2001. Meantime, a claimant's actual history will differ from his or her "official" history.

We use data from the first seven waves of the Canadian Out of Employment Panel (COEP) Survey. Since our problem is essentially linked to Employment Insurance (EI) usage, special emphasis will be put on administrative data (especially the Status Vector). This collection of data is now well known, and no special description is required here.

For the purpose of this exercise, we extract from the Status Vector file all the claims filed by a COEP respondent between July 1995 and June 1997. Since July 1996 is the date in which weeks of benefits received started to be included in Human Resources Development Canada's (HRDC) calculation of past usage, these data will provide us with two groups of observations to compare: one year of claims filed before and one year of claims filed after the implementation of experience rating.

We found some evidence of a behavioural response to the introduction of a rating system in the EI program — the most obvious being an increase in the number of people leaving the EI just before their future benefits might be affected if they stayed another week. Although this change is statistically significant, its economic effect is minimal. We estimate the difference in the implied average usage caused by the intensity rule to be less than a quarter of a week.

The estimation of the structural model does not provide us with many more clues. Although women appear to be behaving differently with respect to usage, they do not appear to have reacted differently to rating (these results are not shown here). The model also shows that, given our identifying strategy, those who are affected by the new rating system still use EI more than other comparable claimants.

106-02348/

1. Introduction

The most original legal change introduced in the *Employment Insurance Act* is arguably the introduction of a form of experience rating on unemployed workers. The new *Act* introduced a reduction in replacement rates for repeat users of the insurance system. For every 20 weeks of benefits paid out over the past 5 years, a claimant's replacement rate will be reduced by 1 percentage point of insured earnings, up to a maximum of 5 points.[1]

This unique system is interesting because, as far as we know, it has no precedent. The United States Unemployment Insurance (UI) system has a form of experience rating for firms, but not for individuals. To our knowledge, no other industrialized country applies any significant form of experience rating to its unemployment insurance system. Probably the only comparable rule is found in the new U.S. welfare system, which imposes a 100 percent reduction in welfare benefits for recipients after two years of lifetime benefits. This form of rating is obviously much more extreme than what was introduced in Canada through the EI reform. However, some of the lessons learned from Canada's Employment Insurance (EI) reform could probably serve in an assessment of the U.S. welfare reform, and vice versa.

In the U.S. system, UI tax rates are increased for firms that use the system more than others, in order to cover the costs they deplete from the unemployment insurance fund. This rating system was designed to increase the cost of layoffs for firms tempted to overuse UI as a way to retain redundant workers — who would rotate through multiple spells of temporary layoffs rather than being permanently let go. It was also intended to avoid the type of worker-employer collusion that is observed in Canada where no experience rating exists. Based on Canadian administrative data, Corak and Pyper (1995) show that firms use UI as a wage subsidy through worker rotations tailored to extract the most out of the UI system.

In a model of implicit contracts where there is no unemployment insurance, risk-neutral firms and risk-averse workers, there are no layoffs (Akerlof and Miyazaki, 1980). When an unemployment insurance system is introduced into the model without experience rating of firms, some layoffs are shown to take place. Experience rating implicitly introduces a tax on layoffs which is supposed to counterbalance the implicit subsidy on layoffs resulting from the UI system (Brechling, 1977).

From an economic point of view, the recent change in the Canadian EI law raises a question — will a system of experience rating of workers achieve the goals that are generally associated with the introduction of experience rating in any system — reducing moral hazard problems and the corollary of cost shifting?

---

1 The new clawback provisions of the *EI Act* also have some experience-rating features. However, it is our view that these provisions should be studied more as a means-testing device than as a rating tool, since most of the rating aspects included in them are conditional upon a stringent means test. Furthermore, the clawback will affect far fewer people than the provisions considered here (7.5 percent of claimants, according to Human Resources Development Canada (HRDC) (1998)).

The introduction of the rating system has significantly reduced the cost of operating the EI system, which in itself is positive for the economy. There are many ways of reducing the operating cost of the system however. From a policy point of view, the decision to introduce experience rating will be justified if it helps to solve a problem of moral hazard — abuse of the system by some claimants, or a problem of cost shifting — some workers taking much more out of the system than they put in. This paper proposes to examine this aspect of the reform. In doing so, we shall take into account the fact that the slate was wiped clean for claimants when the reform was introduced. Benefits collected before June 30, 1996 will not count in the calculation of a claimant's replacement rate. This implies that this system will not be fully in place until 2001, but also that in the meantime, a claimant's actual history will differ from his or her "official" history.

The goal of the proposed research is to investigate this feature of the reform, and estimate how Canadian workers changed their behaviour as a result of it.

We propose to use historical Status Vector data of Canadian Out of Employment Panel (COEP) respondents to:

- look at their past employment and unemployment patterns using duration analysis;
- predict what these patterns would have been in the absence of Bill C-12; and
- measure to what extent these have changed as a result of Bill C-12.

As time goes by and the unemployed's "official" history moves closer to his or her actual history, behavioural changes should be observed. The advantage of this particular aspect of the reform is that it will take place only gradually, and will therefore be easier to isolate and identify amongst all the other changes involved in the passage of Bill C-12.

Survey data will be useful as control variables in the duration analysis, but will also allow us to produce separate analysis by groups: seasonal workers vs. other repeat users; men vs. women; part-time vs. full-time workers; and, of course, younger vs. older workers.

2. Theoretical and empirical background

It is important to remember here that the theoretical basis for the new system of experience rating of workers is not the same as in the U.S. system. As we noted, the U.S. system for rating firms can be justified in a theoretical model of implicit contract as a way of compensating for the implicit subsidy to layoffs that Unemployment Insurance (UI) generates for firms. The logic for the rating of workers is based on a search model.

In the search model (Mortensen, 1977, for example), an unemployed worker's return to work will be determined by the probability that he or she receives an acceptable job offer. The probability of receiving such an offer is determined by the intensity of their search, the general economic environment they are placed in, and their personal characteristics. The acceptability of such an offer will in turn be determined by the lowest acceptable wage for that worker — the "reservation wage". The model shows immediately that the more generous the unemployment insurance system, the higher the reservation wage.

In such a model, Employment Insurance (EI) usage by an individual i can be described as:

$$U_i = f(X_i, Y, G) \qquad (1)$$

where: U is EI usage defined as the number of weeks of benefits a person will draw over a given period of time.
X is a vector of characteristics representing the unemployed
Y is a vector of characteristics representing the economic environment
G is a vector of characteristics representing the generosity of the EI system

An individual's characteristics and the characteristics of the economic environment clearly affect EI usage by taking into account the tightening of the labour market in which an individual must find employment. Similarly, given our definition of usage, three aspects of EI generosity can affect usage. The first one is obviously the rules of eligibility — the easier it is to qualify for benefits, the more likely people are to actually draw benefits. The second aspect is duration of benefits — the longer benefits can be drawn, the more likely people are to actually draw them. Finally, the third aspect is linked to replacement rates. The more generous the benefits, the more likely the unemployed are to claim, and delay their return to work.

The intent of the experience rating reform is to reduce the generosity of the EI system by reducing the benefits for repeat users of the system (those who have collected more than 20 weeks of benefits in the previous 5 years). This targeting of repeat users can be justified either because these workers have particular individual characteristics X that make them prone to use EI, or out of the concern that repeat users should be supported on a broader tax base than EI.

Estimating a search model has always been difficult because of its very nature, which implies that search duration, re-employment wages and search intensity are all simultaneously determined. Trying to isolate the impact of UI on search behaviour is even more difficult, especially in Canada. In the former Canadian UI system, the different measures of UI generosity were all strongly correlated with the other individual and economic characteristics relevant for EI usage.

Through the variable entry requirement provision, UI eligibility has been strongly correlated with regional unemployment rates. Similarly, the system used to compute the duration of benefits implied a strong correlation between benefit durations and regional unemployment rates. These correlations, however, were not strong enough to make it hopeless to attempt to quantify the impacts of these aspects of the generosity of the Canadian UI system. Previous studies sponsored by Human Resources Development Canada (HRDC) have provided good evaluations of the impacts of these aspects of the generosity of the UI system on the behaviour of the unemployed.

There is, however, one aspect of the generosity of the Canadian UI system that has always eluded researchers — replacement rates. The former system provided little variation, hence little scope for testing. In addition, most replacement rate changes were perfectly correlated to other determinants of UI usage. The replacement rate has been changed across the board a number of times, making it very difficult to disentangle the impact of that change from the impact of other changes in the economic environment. On some occasions, it has been changed for a specific group of unemployed whose distinct characteristics had to be included as an explanatory variable in any case. By providing real variations in the replacement rate for the first time in Canada, the EI reform provided the first opportunity to measure precisely the impact of replacement rates, and thus the impact of experience rating, on the Canadian unemployed.

3. Methodology

The purpose of the exercise is to try to estimate equation (1) so as to isolate the impact of experience rating, through its impact on replacement rates. While the reform provides some variation in replacement rates, measuring its impact on unemployed workers is far from straightforward.

Unlike exogenously mandated variations — the differences in Unemployment Insurance (UI) systems between American states, for example — these differences will be endogenous to the unemployed's behaviour. Experience rating will apply only to the extent that the unemployed uses the system; rational workers will take it into account in determining their reservation wage, and deciding whether or not to claim.

Take the following very simple situation. A worker has the habit of claiming twenty weeks of Employment Insurance (EI) benefits yearly, for which he receives $275 weekly. Suppose that these $275 correspond to a 55 percent replacement rate for an insurable wage of $500.

When deciding whether to claim a 20th week, the claimant will know that this decision will reduce the replacement rate by 1 percentage point over the next five years. This would result in a reduction in the weekly benefit of $5 over the next five years. Everything else being equal, for a worker with a 5 percent discount rate, this amounts to a present value of $429.82, compared to a benefit of $275. This worker will choose to go back to work after 19 weeks of unemployment. Conversely, a comparable worker with a higher discount rate might elect to take the reduction in replacement rate and stay unemployed for one more week. In this case, long unemployment durations would be associated with lower replacement rates, the two measures being inevitably simultaneous.

The solution to simultaneity problems in econometrics has always been to find instrumental variables, and fortunately the Canadian legislator has provided us with one. Since the unemployed will start the new EI regime with a clean slate, researchers will have more information about them than Human Resources Development Canada (HRDC) will actually take into account in setting the replacement rate. For five years, it will be possible to distinguish between a repeat user with high replacement rates, and an unfortunate unemployed who had one long unemployment spell and ended up with a lower replacement rate.

The second source of identification for the impact of experience rating on EI usage is linked to the non-linearity in the relation between past usage and replacement rate. While claiming an additional week will not have any impact on future benefits up to 19 weeks, the marginal impact of claiming a 20th week is considerable.

We will use this feature of the *Act* to measure the impact of experience rating of unemployed workers on EI usage. We propose two tests and measures.

The first and simplest empirical evidence would be to show if there exists a strong tendency to claim during the 19th, 39th, 59th (and so on) weeks. As noted, the non-linearity in the relation between replacement rates and EI usage strongly increases the marginal cost of claiming a 20th, 40th (and so on) week of benefits, especially for repeat users. If claimants are sensitive to the experience rating, such a tendency should be apparent.

The second test would be to perform a duration analysis explaining the number of weeks of benefits claimed before and after the introduction of the experience rating, controlling for the socio-demographic variables generally included in such regressions, and controlling for the number of weeks that could have been claimed by the unemployed in question. Given the specific features of the *Act*, it is worth noting that during the first year of the EI reform, replacement rate is only remotely linked to a worker's actual unemployment history. Therefore, the replacement rate variable can be included as is in the regression, and control variables indicating the number of weeks a worker actually claims during year t-2 to t-6 are also included. As time goes by, the number of weeks a worker claims during year t-2 to t-6 will become more and more closely correlated to the replacement rate, and this simple test will become impossible to perform.

Another approach is to estimate simultaneously EI usage and replacement rate. In that case, we will calculate:

$$U_i = f(X_i, Y, G_r) + g(RR) \tag{2}$$

and

$$RR_i = h(X_i, Y, G_r) = i(O_i) \tag{3}$$

where: G_r is the measure of EI generosity excluding the replacement rate
RR is the replacement rate
O is the official usage history of the worker.

Since the official and actual usage history diverge and will diverge for five years, the two equations can be identified by including the actual history in the usage equation (because it is a relevant individual characteristic and is not correlated with the replacement rate), and including the official usage history in the replacement rate equation (because it is correlated with the replacement rate and is only weakly correlated with the actual history).

4. Data

We used data from the first seven waves of the Canadian Out of Employment Panel (COEP) Survey. Since our problem is essentially linked to EI usage, special emphasis was put on administrative data (especially the Status Vector). This data set is now well known, and no special description is required here.

For the purpose of this exercise, we extracted from the Status Vector file all the claims filed by a COEP respondent between July 1995 and June 1997. Since July 1996 is the date in which weeks of benefits received started to be included in Human Resources Development Canada (HRDC)'s measure of past usage, these data will provide us with two groups of observations to compare — one year of claims filed before the implementation of experience rating, and one year of claims filed after.

Table 1 gives an idea of the magnitude of the problem. In this table, we show the extent to which the rating system would have affected COEP respondents between 1995 and 1998. The table presents the number of past usage weeks for all the claims filed during each of these years, past usage weeks being defined as in the *Employment Insurance (EI) Act* — weeks of benefits paid during the 260 weeks preceding the claim. The table also presents the impact that the rule would have had on the claimant's replacement rates. The top panel shows that on average over these five years, claimants have received about 56 weeks of benefits in the 5 years preceding the claim. Fewer than 30 percent of claimants would have received full benefits in any of these years. More than 20 percent of them would have received the minimum 50 percent replacement rate.[2] Remember, this is just an exercise. No experience rating was applied before 1997, and since people's usage history has been erased on July 1st, 1996, figures for 1996 onwards do not correspond to the official HRDC figures.

The bottom part of the table presents the same figure for our two subsamples (i.e., July 1995 to June 1996, July 1996 to June 1997). In addition, it allows us to distinguish between the actual usage history, as defined, and the official history that starts only in 1996. As expected, we do not see any significant difference in the actual history column. Too little time has elapsed for such a long-term variable to be affected. The similarities are even greater when looking at a simplified version of the official usage history. Here we simply look at the number of weeks of benefits claimed in the 52 weeks preceding for both subsamples. The distributions are exactly identical. This result confirms our expectation that if any behavioural change is to be detected this early as a result of the introduction of experience rating, it will be found in marginal effects rather than in average effects.

---

[2] With the exception of 1998, but this result might be due to some long spells being censored, and will have to be validated when a more recent Status Vector file is available.

TABLE 1
Experience Rating in Perspective

All COEP respondents

Distribution of past usage weeks as defined in the EI Act

	Mean	Std. Dev
1995	56.793	47.374
1996	55.126	48.655
1997	57.835	46.341
1998	57.782	40.693

Distribution of Rate Reductions

Rate Reduced by	1995	1996	1997	1998
0%	28.6	30.5	25.7	19.7
1%	15.2	15.8	17.3	19.2
2%	13.9	13.8	14.4	18.2
3%	11.2	10.9	11.9	15.3
4%	9.6	8.7	10.0	11.0
5%	21.6	20.4	20.8	16.7

Two subsamples

Distribution of Rate Reductions

Rate Reduced by	Before		After	
	Actual History	Official History	Actual History	Official History
0%	30.7	81.4	30.0	81.4
1%	15.0	18.5	16.8	18.5
2%	13.7	0.1	13.9	0.1
3%	10.8	0	11.0	0
4%	8.9	0	8.8	0
5%	20.9	0	19.6	0

Table 2 presents the descriptive statistics of the data used here. The data cover 37,224 claims filed by 25,241 claimants over the two-year period. These data show that those in the sample are middle-aged and predominantly male; very few of them are disabled, minority or native. Almost 40 percent of the claims were filed in the Maritimes.

TABLE 2
Descriptive Statistics

	N=37,224		N=18,716 Before		N=18,508 After	
Demographic Variables	**Mean**	**Standard Deviation**	**Mean**	**Standard Deviation**	**Mean**	**Standard Deviation**
Age	37.219	11.180	36.970	11.109	37.470	11.245
Minority	0.007	0.082	0.006	0.077	0.007	0.088
Native	0.015	0.123	0.015	0.120	0.016	0.126
Women	0.368	0.482	0.309	0.462	0.428	0.495
Disabled	0.003	0.059	0.003	0.055	0.004	0.063
Number of dependants	2.044	1.525	2.000	1.451	2.091	1.594
Geographic Variables						
Newfoundland	0.107	0.309	0.108	0.310	0.106	0.308
Prince Edward Island	0.083	0.275	0.083	0.276	0.082	0.274
Nova Scotia	0.103	0.305	0.103	0.304	0.103	0.305
New Brunswick	0.105	0.306	0.105	0.306	0.105	0.306
Quebec	0.134	0.341	0.134	0.341	0.135	0.342
Ontario	0.107	0.309	0.104	0.305	0.110	0.312
Manitoba	0.091	0.287	0.092	0.289	0.089	0.285
Saskatchewan	0.077	0.267	0.079	0.270	0.075	0.263
Alberta	0.078	0.268	0.081	0.271	0.075	0.264
British Columbia and NWT	0.115	0.319	0.112	0.315	0.119	0.323
Claim Characteristics						
Weeks of Benefits Paid	21.030	12.133	21.360	11.906	20.697	12.351
Benefits Rate	269.499	107.329	271.759	109.715	267.214	104.814
Weeks Entitlement	33.418	8.243	33.524	8.508	33.311	7.966
Benefits Exhausted	0.309	0.462	0.323	0.468	0.297	0.457
Claims Subject to Rating	0.497	0.500	0		1	

On average, they qualify for 33 weeks of benefits, and draw benefits during 20 of these 33 weeks; 30 percent of the claims are actually exhausted. Finally, these claims are almost evenly distributed before and after the introduction of the experience rating system. The table also shows the differences in sample characteristics for the before and after groups. The table shows that both groups are remarkably similar, with one major exception: many more women claim in the second sample than in the first. We will come back to this.

Table 3 shows that the 25,241 people included here are quite different relative to past EI/UI usage: 14 percent of them filed for benefits for the first time in the nineties. At the other extreme, 31 percent of them have filed six times or more during the same period. Repeat usage is clearly more prevalent among men: 27 percent of women have claimed six or more times, compared to 33 percent of men.

TABLE 3
Total Claims Filed During the Nineties by Respondents

Number of Claims	Proportion of Claimants	Proportion of Claimants	Proportion of Claimants
	All	Female	Male
1	0.143	0.175	0.125
2	0.168	0.196	0.151
3	0.142	0.149	0.138
4	0.123	0.116	0.127
5	0.113	0.092	0.126
6	0.108	0.090	0.119
7	0.139	0.129	0.145
8	0.058	0.049	0.063
9 or more	0.006	0.004	0.006

5. Results

5.1. Corner effects

Our first attempt was to show if there has been a significant increase in the number of people claiming 19 weeks or less of benefits after the introduction of the experience rating system to avoid having their future benefits reduced. Such an increase is clearly predicted by economic theory if the rating system is binding.

We compared the duration pattern for claims filed during the year preceding the introduction of experience rating (July 1995 to June 1996) with the pattern for those filed during the year following it (July 1996 to June 1997). Our data set includes all the Canadian Out of Employment Panel (COEP) respondents who filed a claim in either one of these two years. Our "dependent variable" was the number of weeks of benefits paid by Human Resources Development Canada (HRDC) to an unemployed worker.

There is one preliminary technical question regarding the proper treatment of the "weeks paid" variable. First is the question of censoring. Under the Employment Insurance (EI) rules, the benefit weeks paid to a claimant will count in his or her usage history, whether or not this number was reached because the claimant had exhausted their benefits. Those who exhaust their benefits should not be treated differently from those who do not. In a duration analysis, however, the "weeks of benefits paid" variable is censored when benefits are exhausted. Taking exhaustion into account is essential when comparing subgroups, for example. If two groups tend to have different lengths of benefits received, not accounting for censoring could lead us to conclude that behavioural differences exist between these groups, while the observed differences in attitude with respect to claims result directly from differences in benefit entitlements. In our analysis, we assumed that the "weeks paid" variable was censored when benefits were exhausted. However, none of our results was critically dependent on that assumption.

Figure 1 shows the Kaplan Meyer empirical hazard rates for the number of weeks paid, allowing for censoring. These hazards represent the probability that a spell will last exactly n weeks, conditional upon the fact that it has lasted for $n-1$ weeks. These figures show the hazards separately for the claims filed before the introduction of experience rating (top panel), and after (bottom panel). The upper and lower bounds of the estimation at the 95 percent level are shown in dashed lines.

The figures show clearly that, as predicted by theory, a small but significant spike in the duration hazard at week 19. The figures presented in Table 4 confirm it. This table simply presents the estimated empirical hazards. It shows that after the introduction of experience rating, the probability of re-employment during week 19 goes up by one percentage point compared to the previous week. This implies that after the introduction of the rating system,

the probability of a return to work during the 19th week of benefits is significantly higher than in week 18 or 20; this was not the case before the introduction of the system. This phenomenon is more marked when the sample is limited to repeat users (those who have claimed six or more times during the nineties). The spike for them is close to 1.3 points.

FIGURE 1
Employment Insurance Benefits Duration Hazard

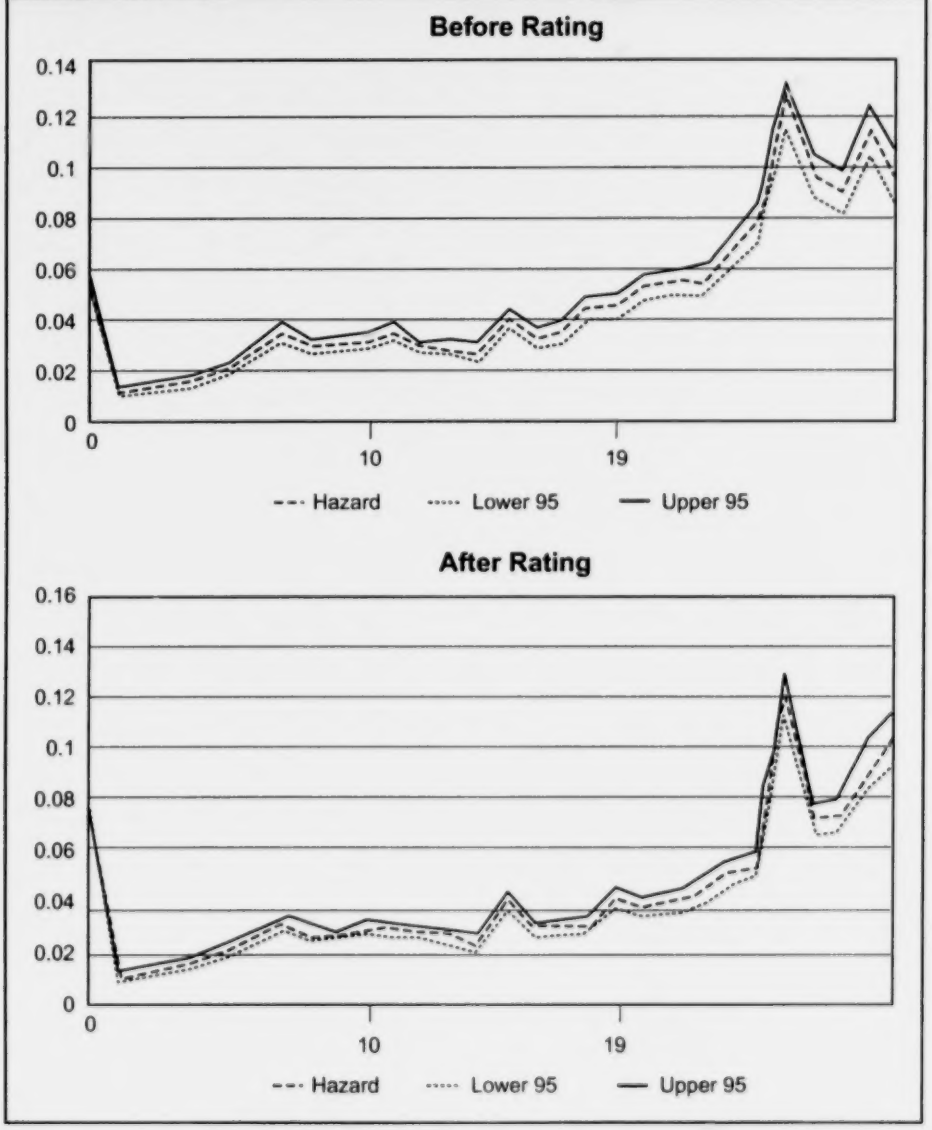


TABLE 4
Empirical Duration Hazards

Interval		Before			After		
		Hazard	Upper 95	Lower 95	Hazard	Upper 95	Lower 95
0	1	0.0524	0.0491	0.0557	0.0792	0.0751	0.0833
1	2	0.0117	0.0101	0.0133	0.0125	0.0109	0.0142
2	3	0.0131	0.0114	0.0148	0.0157	0.0138	0.0176
3	4	0.0149	0.0131	0.0168	0.0183	0.0163	0.0204
4	5	0.0186	0.0166	0.0207	0.0205	0.0183	0.0227
5	6	0.0211	0.0189	0.0233	0.0249	0.0225	0.0274
6	7	0.0299	0.0273	0.0326	0.0293	0.0266	0.0321
7	8	0.0351	0.0322	0.038	0.0373	0.0342	0.0404
8	9	0.0305	0.0277	0.0332	0.0308	0.0279	0.0336
9	10	0.0302	0.0274	0.033	0.0302	0.0273	0.0331
10	11	0.0311	0.0282	0.034	0.0342	0.031	0.0373
11	12	0.0348	0.0316	0.0379	0.033	0.0298	0.0361
12	13	0.0289	0.026	0.0318	0.0325	0.0293	0.0356
13	14	0.0287	0.0258	0.0316	0.0301	0.027	0.0331
14	15	0.0264	0.0236	0.0292	0.0246	0.0218	0.0274
15	16	0.0396	0.0361	0.0431	0.046	0.0421	0.0499
16	17	0.0299	0.0268	0.0331	0.0306	0.0273	0.0338
17	18	0.0302	0.027	0.0334	0.0283	0.0252	0.0315
18	19	0.0331	0.0297	0.0365	0.0272	0.024	0.0304
19	20	0.0339	0.0304	0.0375	0.0377	0.0339	0.0416
20	21	0.0349	0.0313	0.0386	0.031	0.0275	0.0346
21	22	0.0333	0.0297	0.037	0.0332	0.0294	0.037
22	23	0.0342	0.0304	0.038	0.0341	0.0302	0.038
23	24	0.0362	0.0321	0.0402	0.0403	0.036	0.0447
24	25	0.0417	0.0371	0.0462	0.0374	0.0331	0.0418
25	26	0.0886	0.0816	0.0955	0.0933	0.0861	0.1006
26	27	0.042	0.0369	0.0471	0.0446	0.0393	0.0499
27	28	0.0507	0.0448	0.0565	0.0492	0.0434	0.055
28	29	0.0476	0.0416	0.0536	0.0472	0.0413	0.0532
29	30	0.0499	0.0434	0.0563	0.0516	0.045	0.0582
30	31	0.042	0.0357	0.0483	0.0585	0.051	0.066
31	32	0.0525	0.0449	0.06	0.0486	0.0413	0.0559
32	33	0.0472	0.0394	0.055	0.0533	0.0451	0.0615

TABLE 4 (continued)
Empirical Duration Hazards

Interval		Before			After		
		Hazard	Upper 95	Lower 95	Hazard	Upper 95	Lower 95
33	34	0.0512	0.0422	0.0602	0.044	0.0359	0.0522
34	35	0.0479	0.0386	0.0572	0.048	0.0388	0.0572
35	36	0.0616	0.0502	0.0729	0.0509	0.0407	0.0611
36	37	0.043	0.0329	0.0532	0.0395	0.03	0.0491
37	38	0.0466	0.0354	0.0579	0.0485	0.0373	0.0597
38	39	0.049	0.0368	0.0612	0.0523	0.0399	0.0647
39	40	0.0378	0.0265	0.0491	0.0448	0.0325	0.0571
40	41	0.0357	0.024	0.0473	0.0405	0.0279	0.053
41	42	0.0442	0.0303	0.0581	0.0356	0.0231	0.0481
42	43	0.0302	0.0179	0.0425	0.0364	0.0229	0.0499
43	44	0.0226	0.0112	0.0341	0.0388	0.0239	0.0537
44	45	0.0306	0.0165	0.0448	0.0499	0.0317	0.068
45	46	0.0451	0.0267	0.0635	0	—	—
46	47	0.0387	0.0203	0.0571	0	—	—
47	48	0.0497	0.0273	0.072	0	—	—
48	49	0.0352	0.0153	0.0552	0	—	—

In addition, the log-rank tests strongly reject the assumption of equality between the survival curves before and after the policy change.

To account for other potential behavioural changes, we estimated a non-parametric duration model separately for the before and after groups. The results from these estimates are shown in Table 6. All coefficients show a remarkable stability, with the exception once again of that applied to women. While women were claiming on average longer than men before the application of the rating system, this difference disappears once the system is introduced. This behavioural change, however, could be (and likely is) related to the composition change we noted in the preceding section. It runs counter to the expected impact of the rating reform: since men are more likely to make repeated claims, it was reasonable to expect that they would respond more noticeably to the introduction of experience rating. However, it appears that women responded more than men. Table 7 summarizes the empirical hazards separately for men and women around week 19 (see also Figure 2). In addition to the reduction in the difference in the average number of weeks claimed between men and women, Table 7 shows that the response at week 19 by women seems to be stronger: re-employment hazard for women at week 19 increases by 86 percent compared to its level at week 18. The increase for men is only about 21 percent.

TABLE 5
Empirical Duration Hazards — Repeat Users Only

Interval		Before			After		
		Hazard	Upper 95	Lower 95	Hazard	Upper 95	Lower 95
0	1	0.0168	0.0136	0.0199	0.0282	0.0241	0.0323
1	2	0.0066	0.0047	0.0086	0.009	0.0066	0.0113
2	3	0.0073	0.0052	0.0094	0.0094	0.007	0.0118
3	4	0.0072	0.0051	0.0093	0.0108	0.0082	0.0134
4	5	0.0093	0.0069	0.0117	0.0146	0.0115	0.0176
5	6	0.0166	0.0134	0.0198	0.0195	0.016	0.0231
6	7	0.0261	0.0221	0.0302	0.0252	0.0211	0.0292
7	8	0.035	0.0303	0.0398	0.0399	0.0346	0.0451
8	9	0.0294	0.0249	0.0338	0.0297	0.0251	0.0342
9	10	0.0325	0.0277	0.0372	0.0288	0.0243	0.0334
10	11	0.0356	0.0306	0.0407	0.0373	0.032	0.0426
11	12	0.0436	0.0379	0.0493	0.0356	0.0303	0.0409
12	13	0.0315	0.0265	0.0364	0.0371	0.0316	0.0426
13	14	0.0268	0.0222	0.0314	0.0303	0.0253	0.0354
14	15	0.0263	0.0216	0.0309	0.0278	0.0229	0.0327
15	16	0.0341	0.0287	0.0394	0.0357	0.0301	0.0413
16	17	0.033	0.0276	0.0383	0.036	0.0303	0.0418
17	18	0.0294	0.0242	0.0345	0.0351	0.0293	0.0409
18	19	0.0432	0.0369	0.0496	0.0374	0.0313	0.0435
19	20	0.0485	0.0417	0.0554	0.051	0.0437	0.0583
20	21	0.0513	0.0441	0.0585	0.0424	0.0356	0.0492
21	22	0.0529	0.0454	0.0605	0.0434	0.0364	0.0504
22	23	0.0595	0.0513	0.0678	0.0514	0.0436	0.0592
23	24	0.0695	0.0603	0.0787	0.0572	0.0487	0.0656
24	25	0.0899	0.0791	0.1008	0.0685	0.0589	0.0781
25	26	0.0988	0.0869	0.1107	0.0962	0.0844	0.108
26	27	0.1185	0.1047	0.1323	0.1118	0.0984	0.1252
27	28	0.1089	0.0949	0.1229	0.1094	0.0954	0.1235
28	29	0.1499	0.1324	0.1674	0.1523	0.1347	0.1699
29	30	0.1243	0.1073	0.1414	0.1803	0.1596	0.2011
30	31	0.2084	0.1845	0.2323	0.158	0.1368	0.1792
31	32	0.1742	0.1501	0.1983	0.1542	0.1316	0.1769
32	33	0.4369	0.3937	0.4801	0.275	0.2416	0.3083

TABLE 5 (continued)
Empirical Duration Hazards — Repeat Users Only

Interval		Before			After		
		Hazard	Upper 95	Lower 95	Hazard	Upper 95	Lower 95
33	34	0.2891	0.246	0.3323	0.36	0.3157	0.4044
34	35	0.2727	0.2244	0.3211	0.2869	0.2399	0.3339
35	36	0.2353	0.1841	0.2865	0.2116	0.1655	0.2578
36	37	0.1978	0.1453	0.2503	0.2092	0.1582	0.2601
37	38	0.2313	0.1682	0.2943	0.1833	0.1305	0.236
38	39	0.1488	0.0928	0.2047	0.2082	0.1463	0.2701
39	40	0.1333	0.0764	0.1902	0.1387	0.0834	0.1941
40	41	0.0559	0.0172	0.0947	0.1325	0.0745	0.1904
41	42	0.0981	0.0448	0.1514	0.1609	0.0923	0.2295
42	43	0.0488	0.0098	0.0878	0.087	0.0331	0.1408
43	44	0.0779	0.0271	0.1288	0.1154	0.0502	0.1806
44	45	0.0367	0.0007	0.0727	0.1075	0.041	0.1741
45	46	0.0478	0.0059	0.0898	0.271	0.1561	0.3858
46	47	0.04	0.0008	0.0792	0.0938	0.0188	0.1687
47	48	0.0417	0.0008	0.0825	0.0333	0	0.0795
48	49	0.0215	0	0.0513	0.0522	0	0.1112

TABLE 6 Cox Proportional Hazard Model of Weeks of Benefits Claimed				
	Before		After	
	Coef.	Stand. Dev.	Coef.	Stand. Dev.
Quarter				
Winter	0.185	0.024	0.148	0.024
Spring	0.300	0.024	0.336	0.023
Summer	-0.233	0.028	-0.220	0.026
Age	-0.003	0.001	-0.005	0.001
Female	-0.155	0.026	-0.040	0.028
Disabled	-0.245	0.172	-0.235	0.144
Native	-0.108	0.073	-0.283	0.073
Number of Dependants	-0.022	0.007	-0.052	0.008
Minority	-0.218	0.118	-0.262	0.103
Province				
Newfoundland	-0.499	0.039	-0.638	0.038
Prince Edward Island	-0.437	0.043	-0.620	0.042
Nova Scotia	-0.253	0.039	-0.265	0.037
New Brunswick	-0.477	0.041	-0.467	0.039
Quebec	-0.146	0.036	-0.111	0.034
Ontario	0.168	0.037	0.042	0.036
Manitoba	0.119	0.038	0.189	0.038
Saskatchewan	0.027	0.040	0.125	0.039
Alberta	-0.025	0.040	0.149	0.040

TABLE 7
Empirical Duration Hazards — Men and Women Separately

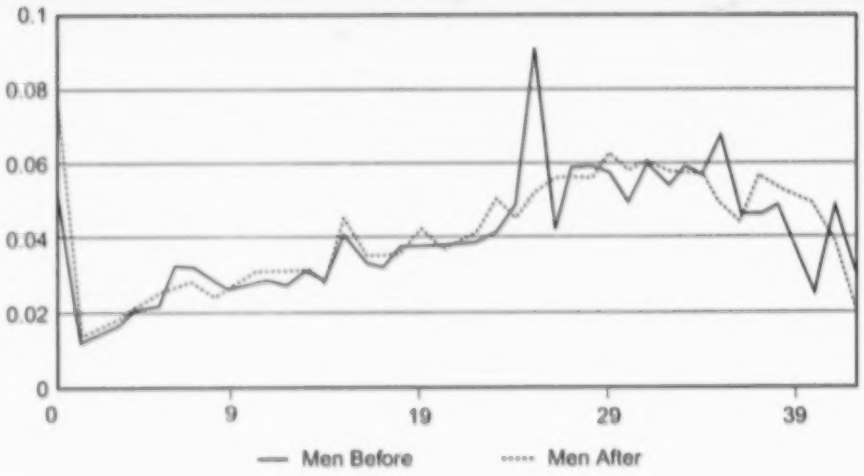
MEN

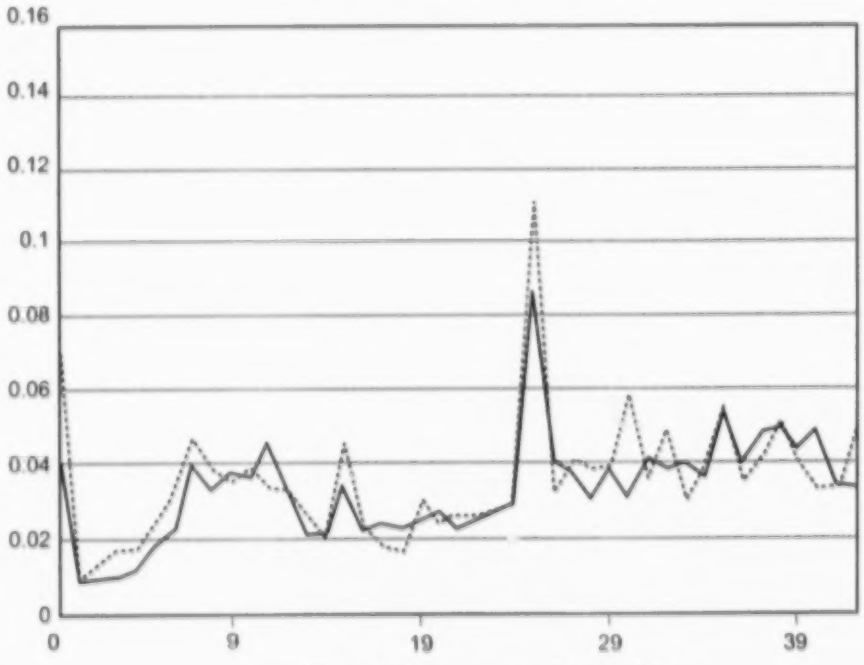
Interval		Before			After		
		Hazard	Upper 95	Lower 95	Hazard	Upper 95	Lower 95
14	15	0.0287	0.0252	0.0323	0.0286	0.0245	0.0326
15	16	0.0419	0.0375	0.0463	0.0468	0.0415	0.052
16	17	0.0336	0.0296	0.0377	0.036	0.0313	0.0407
17	18	0.0327	0.0286	0.0367	0.036	0.0312	0.0408
18	19	0.0383	0.0338	0.0428	0.0358	0.0309	0.0406
19	20	0.0383	0.0337	0.0429	0.0435	0.038	0.049
20	21	0.039	0.0342	0.0437	0.0375	0.0323	0.0428
21	22	0.0391	0.0342	0.0441	0.0385	0.033	0.044
22	23	0.0395	0.0344	0.0447	0.0419	0.036	0.0478
23	24	0.0415	0.036	0.0469	0.0512	0.0444	0.058
24	25	0.0488	0.0426	0.055	0.0452	0.0386	0.0518

WOMEN

Interval		Before			After		
		Hazard	Upper 95	Lower 95	Hazard	Upper 95	Lower 95
14	15	0.0213	0.0168	0.0259	0.0193	0.0155	0.0231
15	16	0.0346	0.0288	0.0405	0.045	0.0391	0.0509
16	17	0.0221	0.0173	0.0268	0.0234	0.0191	0.0278
17	18	0.0251	0.02	0.0302	0.0184	0.0145	0.0223
18	19	0.0224	0.0175	0.0274	0.0164	0.0126	0.0201
19	20	0.0251	0.0198	0.0304	0.0305	0.0254	0.0357
20	21	0.0271	0.0215	0.0327	0.0231	0.0185	0.0277
21	22	0.0224	0.0173	0.0276	0.0269	0.0218	0.0319
22	23	0.0245	0.019	0.0299	0.025	0.0201	0.03
23	24	0.0268	0.0209	0.0326	0.0281	0.0228	0.0334
24	25	0.0295	0.0232	0.0358	0.0289	0.0234	0.0344

FIGURE 2
Employment Insurance Benefits Duration Hazard





5.2 Employment Insurance usage and replacement rate

An alternative approach to the problem is to estimate directly the impact of variations in replacement rates on EI usage. As noted, the EI reform provides us with a necessary instrumental variable to isolate this effect. Using all the claims made after July 1995,[3] we estimated (2) and (3) to measure the extent to which the new system of experience rating worked as a deterrent.

We first computed the true replacement rate, by dividing the amount of benefits payable to the unemployed, as reported in the Status Vector data, by the weekly lost wage reported in the COEP Survey.[4] In Table 8, we report the results of our estimations of the determinants of the replacement rate. We included, as explanatory variables, all the socio-demographic variables available — variables controlling for year and quarter (to account for seasonal and legal changes); and the lost wage (up to power three). The lost wage is introduced here as a way to take into account the existence of a maximum insurable earnings. We also included weeks of benefits potentially available. Finally, we included both the "actual" measure of historical EI usage (the number of weeks of benefits received in the last 60 months), and the 'official' measure (EI usage since July 1996).

This estimation reveals that everything else being equal, women and people with dependants have lower replacement rates. Once again, everything else being equal, there are large significant differences between provinces and quarters in average replacement rates. The average replacement rate also rose in 1998.

We also isolated a highly significant relation between replacement rate and the past wage (not surprising given the existence of maximum insurable earnings). Finally, we were able to isolate very precisely the impact of the first group of repeat users affected by the system. Those having between 20 and 40 weeks of usage since July 1996 would have their replacement rate reduced by 1 percentage point. This 1.8 percent reduction in benefits was estimated to be 2.6 percent. Those between 40 and 60 weeks were supposed to suffer a 3.6 percent reduction in benefits. That reduction was estimated to be 4.3 percent. Our estimate of the reduction in replacement rates for those with more than 60 weeks usage clearly overshot at more than 13 percent. However, the very small sample could explain this imprecision.

It is also interesting to note that those with long benefit entitlements tend to receive higher replacement rates (denoting probably their stronger labour market attachment). Finally, everything else being equal, repeat users have higher replacement rates.

---

3 This limit in time for this sample is justified by the fact that we want to have accurate measures of the true replacement rates, and therefore have to limit ourselves to claims filed around COEP time.

4 Although all these claims might not correspond to the COEP separations, this is probably the best estimation of the "true" replacement rate around that time, as perceived by the unemployed.

TABLE 8
Determinants of the True Replacement Rate

Regression of the replacement rate
Dependent Variable: (Weekly Benefits/Weekly COEP Wage)

	(1)		(2)	
	Coef.	**Stand. Dev.**	**Coef.**	**Stand. Dev.**
Age	0.001	(0.000)	0.001	(0.000)
Female	-0.035	(0.002)	-0.034	(0.002)
Disabled	-0.022	(0.010)	-0.024	(0.010)
Native	-0.006	(0.005)	-0.009	(0.005)
Number of Dependants	0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Minority	-0.007	(0.007)	-0.005	(0.007)
Province				
Newfoundland	0.008	(0.003)	-0.021	(0.003)
Prince Edward Island	0.000	(0.003)	-0.020	(0.003)
Nova Scotia	-0.002	(0.003)	-0.019	(0.003)
New Brunswick	0.011	(0.003)	-0.004	(0.003)
Quebec	-0.001	(0.003)	-0.013	(0.003)
Ontario	0.009	(0.003)	0.013	(0.003)
Manitoba	-0.006	(0.003)	0.000	(0.003)
Saskatchewan	0.001	(0.003)	0.002	(0.003)
Alberta	0.006	(0.003)	0.016	(0.003)
Quarter				
Winter	-0.011	(0.002)	-0.012	(0.002)
Spring	-0.015	(0.002)	-0.015	(0.002)
Summer	-0.014	(0.002)	-0.014	(0.002)
Year				
1985	-0.025	(0.003)	-0.018	(0.003)
1986	-0.024	(0.003)	-0.020	(0.003)
1987	-0.018	(0.003)	-0.016	(0.003)
Weeks Benefits Available			0.095	(0.003)
Weeks Used in Past 60 Months			0.008	(0.000)
Lost Wage	-6.801	(0.231)	-6.449	(0.227)
Lost Wage Squared	1.201	(0.039)	1.137	(0.038)
Lost Wage 3	-0.071	(0.002)	-0.068	(0.002)
Actual History				
1% Reduction	-0.026	(0.002)	-0.024	(0.002)
2% Reduction	-0.043	(0.005)	-0.038	(0.005)
3% Reduction	-0.132	(0.025)	-0.129	(0.025)
Adjusted R-Squared	0.290		0.315	

The presence of this "official" EI usage history in the regression allows us to identify model (2)-(3), since these variables are clearly correlated with the replacement rate, though not to the usage decision, because they only remotely relate to actual past behaviour (which is known and included). We estimated (2)-(3), first estimating (3) as a simple linear regression using two-stage least squares. Table 9 presents the results of these estimations. It shows that women tend to use less, while older people and claimants with dependants tend to use more. There are also large seasonal differences and differences between provinces. The large differences with respect to 1998 can be justified by the fact that many of the later claims are still active. Past usage is always strongly and positively correlated with current usage. In the Ordinary Least Squares (OLS) estimation, replacement rate is positively associated with usage. Surprisingly, weeks of entitlement are negatively correlated with usage. These last two signs are reversed when using two-stage methods. Long entitlement is now more naturally associated with longer usage, but replacement rate is now negatively related to usage.

The same results persist when (3) is estimated using the Cox method rather than a linear regression. Predicted value for replacement rate from Table 9 is incorporated into a Cox model. Robust standard errors are computed. The results are presented in Table 10. The Cox estimation confirms that higher replacement rates are associated with higher exits from EI — and therefore shorter usage. While this result seems paradoxical, remember that in this case, the replacement rate is identified using basically the few people who have already been affected by the system. What this result says is that these people keep using more EI than other comparable claimants.

TABLE 9
Employment Insurance Usage and Replacement Rate

Ordinary and Two-Stage Least Square Regression of EI Usage
Dependent Variable: Number of Weeks of Benefits Received During the Claim

	OLS		2SLS	
	Coef.	**Stand. Dev.**	**Coef.**	**Stand. Dev.**
Age	0.002	(0.000)	0.006	(0.001)
Female	-0.106	(0.014)	-0.322	(0.022)
Disabled	0.187	(0.068)	0.038	(0.069)
Native	0.164	(0.033)	0.101	(0.034)
Number of Dependants	0.096	(0.004)	0.088	(0.004)
Minority	0.128	(0.048)	0.097	(0.048)
Province				
Newfoundland	0.364	(0.018)	0.196	(0.023)
Prince Edward Island	0.305	(0.019)	0.147	(0.023)
Nova Scotia	0.185	(0.018)	0.048	(0.021)
New Brunswick	0.239	(0.018)	0.191	(0.018)
Quebec	0.072	(0.017)	-0.026	(0.018)
Ontario	-0.078	(0.018)	0.010	(0.019)
Manitoba	-0.112	(0.018)	-0.109	(0.018)
Saskatchewan	-0.002	(0.019)	0.009	(0.019)
Alberta	-0.045	(0.019)	0.064	(0.021)
Quarter				
Winter	0.054	(0.012)	0.003	(0.013)
Spring	-0.135	(0.013)	-0.218	(0.015)
Summer	0.032	(0.012)	-0.055	(0.014)
Year				
1985	1.008	(0.020)	0.998	(0.020)
1986	0.943	(0.016)	0.909	(0.017)
1987	0.783	(0.017)	0.731	(0.017)
Weeks Benefits Available	-0.091	(0.018)	0.555	(0.056)
Weeks Used in Past 60 Months	0.078	(0.003)	0.126	(0.005)
Lost Wage	8.089	(1.509)	-34.685	(3.830)
Lost Wage Squared	-1.356	(0.254)	6.183	(0.670)
Lost Wage 3	0.075	(0.014)	-0.373	(0.039)
Replacement Rate	0.189	(0.035)	-6.432	(0.546)
Adjusted R-Squared	0.183		0.186	

TABLE 10
Employment Insurance Usage and Replacement Rate

Cox Proportional Hazard of EI Usage
Dependent Variable: Number of Weeks of Benefits Received during the Claim

Age	-0.008	(0.001)
Female	0.204	(0.023)
Disabled	0.036	(0.103)
Native	-0.200	(0.051)
Number of Dependants	-0.057	(0.006)
Minority	-0.156	(0.076)
Province		
Newfoundland	-0.428	(0.027)
Prince Edward Island	-0.321	(0.030)
Nova Scotia	-0.118	(0.027)
New Brunswick	-0.362	(0.027)
Quebec	-0.022	(0.025)
Ontario	0.004	(0.026)
Manitoba	0.203	(0.027)
Saskatchewan	0.045	(0.028)
Alberta	-0.009	(0.029)
Quarter		
Winter	-0.208	(0.018)
Spring	0.154	(0.019)
Summer	-0.238	(0.020)
Year		
1985	-1.771	(0.030)
1986	-1.640	(0.025)
1987	-1.267	(0.024)
Weeks Used in Past 60 Months	-0.071	(0.004)
Lost Wage	30.066	(2.939)
Lost Wage Squared	-5.383	(0.503)
Lost Wage 3	0.328	(0.029)
Replacement Rate	6.525	(0.283)
Pseudo R-Squared	0.020	

6. Predictions

Experience rating, through the intensity rule, has the potential to affect the benefits of the majority of Employment Insurance (EI) recipients. Without behavioural change in response to the introduction of this provision, and everything else being equal, 70 percent of claims should be rated below the maximum possible replacement rate. As Table 11 shows, this corresponds to a reduction of more than 2.5 percent in payments made to beneficiaries.

We have seen some evidence of a response to the introduction of a rating system in EI. The most obvious evidence is the increase in the number of people leaving EI just before their future benefits could be affected if they stayed for one more week. Although we believe this effect to be statistically significant, its economic effect is minimal. Assuming that all the increase in exits at the 19th week can be attributed to experience rating, we carried out the following exercise. We started from the baseline hazard of the Cox regression on the "after" sample, as presented in Table 6, and compared the average usage implied by this baseline hazard with that implied by the same baseline, with the exception that the spike in the hazard at week 19 was replaced by an interpolation of the hazards for weeks 18 and 20. The difference in the implied average usage caused by the spike corresponds to less than a quarter of a week.

Of course, the contrary would have been surprising. As we note, this is a marginal effect, but one that is quite easily identified.

The estimation of the structural model does not provide us with many more clues. Although women appear to be behaving differently with respect to usage, they do not appear to have reacted differently to experience rating (these results are not shown here). The model also shows that, given our identifying strategy, those who are affected by the new rating system keep using EI more than the comparable unemployed.

TABLE 11
Experience Rating in Perspective — Savings
Potential Reductions in Payments Associated with the Intensity Rule

This table shows the savings that would have been made in EI payments if the intensity rule had been in full force in 95, 96 and 97, using Status Vector information of Canadian Out of Employment Panel (COEP) respondents.

Claims filed in	Payments made on these claims ($)	Potential savings from intensity rule ($)	Savings as a proportion of payments (%)
1995	85,483,601	2,270,674	2.65%
1996	97,677,638	2,446,643	2.51%
1997	71,039,739	1,887,313	2.66%

7. Conclusions

The system of experience rating instituted by the new *Employment Insurance (EI) Act* through the intensity rule has the potential to affect a very large majority of EI claimants. If the system had been implemented during the nineties, 70 percent of claimants would have been affected. One out of 5 claimants would have had their replacement rate reduced by 5 points, or 9.1 percent. Such a large potential impact is bound to induce behavioural changes.

There is no doubt that this provision will have a major impact on EI disbursements. The evidence that behavioural response to the introduction of the intensity rule is limited and economically small (although statistically large) confirms that potential. To the extent that Canadian Out of Employment Panel (COEP) is a representative sample of separations (and of potential new claims), the evidence shows that the intensity rule alone could generate a reduction in EI payments of approximately 2.5 percent.

Measuring the true impact of the change will be a slow process, however, as the "actual" employment history moves closer to the "official" history, and claimants start feeling the pain of reduced benefits. We believe we have seen the first signs of such a change, but the behavioural changes observed so far are tiny: a slight increase in the number of benefit recipients leaving after 19 weeks to avoid their future replacement rates being affected.

This evolution will have to be monitored. In addition to a marginal "corner" effect, we have seen a reduction in the number of weeks claimed since the introduction of the experience rating system. At this stage, a formal structural model cannot attribute this reduction directly to the new system. If more conclusive results do not appear in the future, one will have to conclude that unemployed workers do not have as much control over their usage of EI as the proponents of the reform thought they had. In this case, the experience rating system would merely result in a reduction of the welfare of the unemployed, with no improvement of welfare for the society as a whole.

Bibliography

Akerlof, George A. and Hajime Miyazaki, "The Implicit Contract Theory of Unemployment Meets the Wage Bill Argument," *Review of Economic Studies*, 47, 1980, 312-338.

Corak, Miles and Wendy Pyper, "Firms, Industries and Cross-subsidies: Patterns in the Distribution of UI Benefits and Taxes" *Human Resources Development Canada Report*. 1995.

HRDC, "A Guide to Employment Insurance."

Mortensen, Dale T. "Unemployment Insurance and Job Search Decision," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 30, 1977, pp. 505-517.

La règle de l'intensité : Les répercussions sur les chômeurs

Préparé pour :
Évaluation stratégique et suivi du rendement
Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Rédigé par :
Pierre Fortin
Université du Québec à Montréal et
Marc Van Audenrode
Université Laval

octobre 2000

SP-AH127-03-00F

Table des matières

Condensé i

1. **Introduction** 1

2. **Contexte théorique et empirique** 5

3. **Méthodologie** 7

4. **Données** 9

5. **Résultats** 13
   - 5.1 Effets de coin 13
   - 5.2 Recours à l'assurance-emploi et taux de remplacement 22

6. **Prédictions** 27

7. **Conclusions** 29

Bibliographie 31

Liste des tableaux

Tableau 1	La règle de l'intensité en perspective	10
Tableau 2	Statistiques descriptives	11
Tableau 3	Nombre total de demandes présentées par les répondants au cours des années 1990	12
Tableau 4	Hasards empiriques de la durée	15
Tableau 5	Hasards empiriques de la durée — Utilisateurs fréquents seulement	17
Tableau 6	Semaines de prestations — Modèle des hasards proportionnels de Cox	19
Tableau 7	Hasards empiriques de la durée — Hommes et femmes séparément	20
Tableau 8	Déterminants du taux de remplacement véritable	23
Tableau 9	Recours à l'assurance-emploi et taux de remplacement	25
Tableau 10	Recours à l'assurance-emploi et taux de remplacement	26
Tableau 11	La règle de l'intensité en perspective — Économies Réductions éventuelles des prestations associées à la règle de l'intensité	27

Liste des figures

Figure 1	Hasard de la durée des prestations d'assurance-emploi	14
Figure 2	Hasard de la durée des prestations d'assurance-emploi	21

Condensé

Il est permis de penser que le changement le plus original découlant de la *Loi sur l'assurance-emploi* est l'adoption d'une formule tenant compte de l'utilisation antérieure que les chômeurs ont faite du régime. La nouvelle *Loi* prévoit en effet des taux de remplacement réduits pour les personnes qui ont fréquemment recours au régime d'assurance. Pour chaque tranche de 20 semaines à l'égard desquelles un prestataire a touché des prestations pendant les cinq années précédentes, son taux de remplacement sera réduit d'un point de pourcentage par rapport à sa rémunération assurable, jusqu'à concurrence de cinq points; c'est ce qu'on appelle la « règle de l'intensité ».

L'adoption de la règle de l'intensité a eu pour effet de réduire sensiblement les coûts du régime d'assurance-emploi, ce qui, en soi, est un facteur positif pour l'économie. Il existe toutefois de nombreuses façons de réduire les frais d'exploitation d'un régime. D'un point de vue stratégique, la décision de tenir compte du recours préalable aux prestations se justifiera si elle contribue à régler un danger moral, soit l'abus du régime de la part de certains prestataires, ou un problème de déplacement des coûts, soit le fait que certains travailleurs retirent beaucoup plus du régime qu'ils n'y contribuent. Nous examinerons ici cet aspect de la réforme. Nous tiendrons également compte du fait que les antécédents des prestataires ont été remis à zéro lorsque la réforme a été implantée. Les prestations touchées avant le 30 juin 1996 ne sont pas prises en considération dans l'établissement du taux de remplacement du prestataire. On peut en déduire que la règle de l'intensité ne commencera pas à jouer pleinement avant l'an 2001. D'ici là, les antécédents réels des prestataires, du point de vue du recours à l'assurance, différeront de leurs antécédents « officiels ».

Nous avons utilisé des données de sept premiers cycles de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Comme l'objet de notre étude est essentiellement le recours à l'assurance-emploi, les données administratives se verront accorder une attention particulière (et notamment le profil vectoriel). Il s'agit d'un ensemble de données bien connu que nous ne décrirons pas en détail ici.

Aux fins de cet exercice, nous avons extrait du profil vectoriel toutes les demandes de prestations présentées par les répondants de l'ECPIE entre juillet 1995 et juin 1997. Comme c'est à partir de juillet 1996 que Développement des ressources humaines Canada (DRHC) a commencé à tenir compte des semaines de prestations antérieures, ces données nous permettront de constituer deux séries comparatives d'observations, soit les demandes de prestations qui ont été présentées pendant l'année qui a précédé l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité et celles qui l'ont été pendant l'année qui a suivi.

Nous avons relevé certaines indications témoignant de changements dans les comportements à la suite de l'adoption de la règle de l'intensité, le plus évident étant l'augmentation du nombre de personnes qui cessent de toucher des prestations la semaine précédant celle à

partir de laquelle la règle de l'intensité aurait pu se répercuter sur leurs prestations futures. Même s'il s'agit là d'un changement statistiquement significatif, ses répercussions financières sont minimes. Nous estimons en effet que la différence dans l'utilisation moyenne, implicite et attribuable à la règle de l'intensité est inférieure au quart d'une semaine.

Le modèle structurel estimatif ne nous donne pas beaucoup d'autres indices. Même si les femmes semblent afficher des comportements différents, elles ne paraissent pas avoir réagi différemment à la règle de l'intensité (ces résultats ne sont pas présentés ici). Le modèle montre également que, étant donné notre méthode d'identification, ceux qui sont touchés par la nouvelle règle de l'intensité utilisent encore l'assurance-emploi plus fréquemment que d'autres prestataires comparables.

1. Introduction

Il est permis de penser que le changement le plus original découlant de la *Loi sur l'assurance-emploi* est l'adoption d'une formule tenant compte de l'utilisation antérieure que les chômeurs ont faite du régime. La nouvelle Loi prévoit en effet des taux de remplacement réduits pour les personnes qui ont fréquemment recours au régime d'assurance. Pour chaque tranche de 20 semaines à l'égard desquelles un prestataire a touché des prestations au cours des cinq années précédentes, son taux de remplacement sera réduit d'un point de pourcentage par rapport à la rémunération assurable, et ce jusqu'à concurrence de cinq points[1].

Si ce système unique en son genre nous intéresse, c'est qu'à notre connaissance, il n'a pas de précédent. Le régime d'assurance-chômage des États-Unis comporte une formule de calcul de l'utilisation antérieure, mais elle s'applique aux entreprises, et non pas aux particuliers. À notre connaissance, aucun autre pays industrialisé n'a véritablement de formule pour tenir compte de l'utilisation antérieure comme critère significatif dans le cadre d'un régime d'assurance-chômage. La seule règle comparable est probablement celle du nouveau régime d'assistance sociale des États-Unis, en vertu de laquelle les prestations d'aide sociale sont réduites de 100 p. 100 pour toute personne qui en a touché pendant une période de deux ans sa vie durant. Cette règle est de toute évidence beaucoup plus extrême que celle qui a été mise en œuvre au Canada dans la foulée de la réforme de l'assurance-emploi. Cependant, certains des enseignements tirés de la réforme de l'assurance-emploi au Canada pourraient probablement servir à une évaluation de la réforme de l'aide sociale aux États-Unis, et vice versa.

Dans le cadre du système américain, les entreprises qui ont davantage recours au régime d'assurance-chômage que d'autres paient des cotisations plus élevées, ce qui est une façon de récupérer les prestations que verse la caisse d'assurance-chômage. Cette formule a été conçue pour augmenter les coûts des mises à pied dans les entreprises qui seraient tentées d'utiliser trop fréquemment l'assurance-chômage pour conserver certains travailleurs surnuméraires, qui seraient fréquemment mis à pied sur une base temporaire plutôt que d'être licenciés définitivement. La formule avait également pour objet d'éviter le genre de collusion entre employeurs et travailleurs que l'on observe au Canada, où l'utilisation des prestations par les entreprises n'est pas prise en considération. Selon des données administratives pour le Canada, Corak et Pyper (1995) montrent que les entreprises avaient recours à l'assurance-chômage comme mécanisme de subventions salariales dans le cadre de cycles d'alternance des mises à pied et des réembauchages conçus pour tirer le meilleur profit possible du régime.

---

1 Les nouvelles dispositions de récupération prévues dans la *Loi sur l'assurance-emploi* tiennent compte, elles aussi, de l'utilisation antérieure. Cependant, elles constituent davantage une formule d'examen des moyens d'existence qu'un outil d'établissement du recours antérieur, puisque la plupart des mesures qu'elles prévoient relativement aux prestations déjà perçues reposent sur un examen strict des moyens d'existence. De plus, les dispositions de récupération toucheront beaucoup moins de prestataires que les dispositions examinées dans la présente étude (7,5 p. 100 des prestataires, selon des chiffres de Développement des ressources humaines Canada (DRHC) pour 1998).

Dans un modèle de contrat tacite où il n'y a pas d'assurance-chômage, où les entreprises sont en position de neutralité par rapport au risque et les travailleurs sont opposés au risque, il n'y a pas de mises à pied (Akerlof et Miyazaki, 1980). Lorsqu'un régime d'assurance-chômage est intégré au modèle sans que l'utilisation que les entreprises en font soit prise en considération, on observe que certaines mises à pied ont lieu. La prise en compte de l'utilisation antérieure équivaut implicitement à une taxe sur les mises à pied qui est censée compenser le fait que le régime d'assurance-chômage subventionne implicitement certaines mises à pied (Brechling, 1977).

D'un point de vue économique, les récents changements apportés à la législation canadienne en matière d'assurance-emploi soulèvent une question : est-ce que la règle de l'intensité permettra d'atteindre les objectifs qui sont généralement associés à l'application d'une formule de prise en compte de l'utilisation d'un système, quel qu'il soit, à savoir réduire le risque de problème moral et le déplacement corollaire des coûts?

L'adoption de la règle de l'intensité a eu pour effet de réduire sensiblement les coûts du régime d'assurance-emploi, ce qui, en soi, représente un facteur positif pour l'économie. Il existe toutefois de nombreuses façons de réduire les frais d'exploitation d'un système. D'un point de vue stratégique, la décision de tenir compte du recours préalable aux prestations se justifiera si elle contribue à régler un problème moral, soit l'abus du régime de la part de certains prestataires, ou un problème de déplacement des coûts, soit le fait que certains travailleurs retirent beaucoup plus du régime qu'ils n'y contribuent. Nous examinerons ici cet aspect de la réforme. Ce faisant, nous tiendrons compte du fait que les antécédents des prestataires ont été ramenés à zéro lorsque la réforme a été mise en œuvre. Les prestations touchées avant le 30 juin 1996 ne sont pas prises en considération dans l'établissement du taux de remplacement du prestataire. On peut en déduire que la formule ne s'appliquera pas pleinement avant l'an 2001. D'ici là, les antécédents réels des prestataires du point de vue du recours aux prestations différeront de leurs antécédents « officiels ».

L'objet de notre recherche sera donc d'examiner cet aspect de la réforme et d'estimer les répercussions qu'il a eues sur le comportement des travailleurs canadiens.

Nous nous proposons de recourir aux données historiques du profil vectoriel des répondants de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), et notamment :

- d'examiner leur profil d'emploi et de chômage pendant la période visée par l'analyse;
- de prédire quel aurait été ce profil en l'absence du projet de loi C-12;
- d'établir dans quelle mesure ces différences s'expliquent par le projet de loi C-12.

Au fil du temps, à mesure que les antécédents « officiels » des chômeurs se rapprocheront de leurs antécédents réels, des changements devraient se manifester dans leurs comportements. L'intérêt de cet aspect particulier de la réforme, est qu'il n'entrera en vigueur que graduellement; par conséquent, il sera plus facile de l'isoler et de l'identifier parmi tous les autres changements qui découlent de l'adoption du projet de loi C-12.

Les données du sondage serviront de variables de contrôle aux fins de l'analyse des durées, mais elles nous permettront aussi de produire des analyses distinctes pour divers groupes : les travailleurs saisonniers par rapport à d'autres utilisateurs fréquents; les hommes par rapport aux femmes; les travailleurs à temps partiel par rapport aux travailleurs à temps plein; et, évidemment, les jeunes travailleurs par rapport aux travailleurs d'âge mûr.

2. Contexte théorique et empirique

Il est important de se souvenir que le fondement théorique de la nouvelle règle de l'intensité n'est pas le même que celui du régime américain. Comme nous l'avons déjà vu, la formule américaine de prise en compte de l'utilisation antérieure que font les entreprises du régime peut se justifier dans un modèle théorique de contrat tacite comme moyen de compenser le fait que l'assurance-chômage représente un moyen implicite de subventionner les mises à pied pour certaines entreprises. La règle de l'intensité, quant à elle, repose sur un modèle de recherche.

Dans un modèle de recherche (Mortensen, 1977, par exemple), le retour au travail d'un chômeur sera déterminé par la probabilité qu'on lui offre un emploi acceptable. La probabilité de recevoir une telle offre est déterminée par l'intensité de la recherche d'emploi, le contexte économique général et les caractéristiques personnelles du travailleur. L'acceptabilité de l'offre, quant à elle, sera déterminée par le salaire le plus faible que le travailleur est disposé à accepter — son salaire « de réserve ». Le modèle montre immédiatement que le niveau du salaire de réserve dépend de la générosité du régime d'assurance-chômage.

Dans un modèle de ce genre, le recours à l'assurance-emploi par l'individu *i* peut se définir ainsi :

$$U_i = f(X_i, Y, G) \qquad (1)$$

où : U est le recours à l'assurance-emploi selon le nombre de semaines pendant lesquelles le chômeur touchera des prestations au cours d'une période donnée;
X est un vecteur des caractéristiques du chômeur;
Y est un vecteur des caractéristiques économiques;
G est un vecteur de la générosité du régime d'assurance-emploi.

Les caractéristiques du chômeur et les caractéristiques économiques influencent nettement le recours à l'assurance-chômage en permettant de tenir compte du resserrement du marché du travail dans lequel le chômeur doit se trouver un emploi. Parallèlement, compte tenu de notre définition du recours à l'assurance-emploi, trois aspects de la générosité du régime d'assurance-emploi peuvent influencer ce recours. Premièrement, il y a évidemment les critères d'admissibilité — plus il est facile d'être admis aux prestations, plus il est vraisemblable que les chômeurs s'en prévaudront. Le deuxième aspect est celui de la durée des prestations — plus la période pendant laquelle les chômeurs peuvent toucher des prestations est longue, plus ils en toucheront, vraisemblablement. Enfin, le troisième aspect est celui du taux de remplacement. Plus les prestations sont généreuses, plus vraisemblablement les chômeurs présenteront une demande de prestations, ce qui retardera leur retour au travail.

L'objet de la nouvelle règle de l'intensité est de limiter la générosité du régime d'assurance-emploi en réduisant les prestations accordées aux utilisateurs fréquents (ceux qui ont touché des prestations pendant plus de 20 semaines au cours des cinq années précédentes). Ce ciblage des utilisateurs fréquents peut se justifier soit parce que les travailleurs visés présentent les caractéristiques individuelles X qui font qu'ils sont enclins à recourir à l'assurance-emploi, soit par l'argument voulant qu'il conviendrait d'aider les utilisateurs fréquents à partir d'une assiette fiscale plus vaste que celle que représente l'assurance-emploi.

Il a toujours été difficile d'estimer un modèle de recherche en raison de sa nature même; en effet, il faut déterminer simultanément la durée de la recherche, le salaire au réemploi ainsi que l'intensité de la recherche. Il est encore plus difficile d'isoler les répercussions de l'assurance-chômage sur le comportement en matière de recherche, particulièrement au Canada. En vertu de l'ancien régime canadien d'assurance-chômage, les différents niveaux de générosité des prestations étaient tous fortement corrélés aux autres caractéristiques individuelles et économiques pertinentes pour le recours à l'assurance-chômage.

Compte tenu des critères d'admissibilité variables de l'assurance-chômage, il y avait une forte corrélation entre l'admissibilité et les taux de chômage régionaux. De la même façon, la formule utilisée pour établir la durée des prestations supposait qu'il y avait une forte corrélation entre cette durée et les taux de chômage régionaux. Ces corrélations n'étaient cependant pas assez fortes pour nous empêcher de quantifier les répercussions de ces aspects de la générosité du régime canadien d'assurance-chômage. Des études antérieures parrainées par Développement des ressources humaines Canada (DRHC) ont fourni de bonnes évaluations des répercussions de ces aspects de la générosité du régime d'assurance-chômage sur le comportement des chômeurs.

Toutefois, il y a un aspect de la générosité du régime canadien d'assurance-chômage qui a toujours échappé aux chercheurs, et c'est celui des taux de remplacement. Il n'y avait pas beaucoup de variations dans l'ancien régime, de sorte qu'il y avait peu de matière à tests. En outre, la plupart des changements dans les taux de remplacement étaient parfaitement corrélés à d'autres déterminants du recours à l'assurance-chômage. Le taux de remplacement a fait l'objet de changements globaux à quelques reprises, de sorte qu'il était très difficile de distinguer les répercussions de ces changements et celles d'autres changements dans le contexte économique. À certaines occasions, le taux de remplacement a été changé pour tel ou tel groupe de chômeurs dont les caractéristiques distinctes devaient être de toute façon prises en considération à titre de variable explicative. En prévoyant pour la première fois des variations réelles dans le taux de remplacement au Canada, la réforme de l'assurance-emploi nous donnait l'occasion de mesurer précisément les répercussions des taux de remplacement, et partant, de la règle de l'intensité, sur les chômeurs canadiens.

3. Méthodologie

L'objet de notre exercice est de tenter d'estimer l'équation (1) de façon à isoler les répercussions de la règle de l'intensité, par l'entremise de ses répercussions sur les taux de remplacement. Même si la réforme prévoit certaines variations dans les taux de remplacement, ses répercussions sur les chômeurs sont loin d'être simples à mesurer.

Contrairement à des variations exogènes — les différences dans les régimes d'assurance-chômage de divers États américains, par exemple — ces différences seront endogènes, c'est-à-dire propres au comportement du chômeur. Le recours antérieur ne sera pris en considération que dans la mesure où le chômeur a recours au régime; les travailleurs rationnels tiendront compte de ce facteur dans la détermination de leur salaire de réserve, et dans leur décision de présenter ou non une demande de prestations.

Prenons une situation très simple : un travailleur a l'habitude de demander 20 semaines de prestations d'assurance-emploi chaque année, prestations qui représentent 275 $ par semaine. Supposons que cette somme de 275 $ corresponde à un taux de remplacement de 55 p. 100 d'un salaire assurable de 500 $.

Au moment de décider s'il demandera des prestations à l'égard d'une 20e semaine, le prestataire saura que sa décision risque de réduire son taux de remplacement d'un point de pourcentage au cours des cinq prochaines années. Ainsi, ses prestations seraient-elles de 5 $ de moins par semaine pendant les cinq prochaines années. Toutes choses étant égales par ailleurs, pour un travailleur dont les prestations sont réduites de 5 p. 100, le manque à gagner équivaudrait à une valeur actualisée de 429,82 $, par rapport à des prestations de 275 $. Ce travailleur choisira de retourner au travail après 19 semaines de chômage. Inversement, un travailleur comparable dont le taux de réduction serait plus élevé pourrait choisir d'absorber la baisse du taux de remplacement et de demeurer en chômage une semaine de plus. Dans son cas, la longueur du chômage serait associée à des taux de remplacement plus faibles, les deux mesures étant inévitablement simultanées.

En économétrie, la façon de régler les problèmes de simultanéité a toujours été de trouver des variables instrumentales, et heureusement, le législateur canadien nous a fourni une variable de cette nature. En effet, dans le cadre du nouveau régime d'assurance-emploi, le compteur a été remis à zéro pour tous les chômeurs, de sorte que les chercheurs disposeront de plus de données à leur sujet que celles que Développement des ressources humaines Canada (DRHC) prendra véritablement en considération pour établir le taux de remplacement. Pendant cinq ans, on pourra faire une distinction entre un utilisateur fréquent dont les taux de remplacement sont élevés et un chômeur malchanceux qui a connu une longue période de chômage et dont le taux de remplacement a fini par être réduit.

Le deuxième moyen de déterminer les répercussions de la règle de l'intensité tient à la non-linéarité de la relation entre le recours antérieur et le taux de remplacement. Le fait de ne pas demander une semaine supplémentaire de prestations n'aura aucune répercussion sur

les prestations futures jusqu'à concurrence de 19 semaines, mais les répercussions marginales de la 20e semaine de prestations seront considérables.

Nous utiliserons cet élément de la *Loi* pour mesurer les répercussions de la règle de l'intensité sur le recours à l'assurance-emploi. Nous proposons à cette fin deux tests ou mesures.

La première preuve empirique, la plus simple, serait de déterminer s'il existe une forte tendance à demander des prestations à la 19e semaine, à la 39e semaine, à la 59e semaine, etc. Comme on l'a déjà vu, la non-linéarité de la relation entre les taux de remplacement et le recours à l'assurance-emploi a pour effet d'accroître considérablement le coût marginal d'une 20e semaine de prestations, d'une 40e semaine, etc., particulièrement pour les utilisateurs fréquents. Si les prestataires sont sensibles à la règle de l'intensité, une tendance de ce genre devrait se manifester.

Le deuxième test consisterait à faire une analyse des durées pour expliquer le nombre de semaines de prestations demandées avant et après l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité, compte tenu des variables sociodémographiques qui sont généralement intégrées à de telles régressions, de même que du nombre de semaines que le chômeur en question aurait pu demander. Étant donné les caractéristiques particulières de la *Loi*, il convient de préciser que pendant la première année de la réforme de l'assurance-emploi, il n'y a qu'un faible lien entre le taux de remplacement du chômeur et ses antécédents réels de chômage. Par conséquent, on peut intégrer la variable du taux de remplacement telle quelle dans la régression, de même que des variables de contrôle indiquant le nombre de semaines pendant lesquelles le travailleur a vraiment demandé des prestations pendant les années t-2 à t-6. Au fil du temps, le nombre de semaines pour lesquelles le travailleur a demandé des prestations pendant les années t-2 à t-6 sera de plus en plus étroitement corrélé au taux de remplacement, et il ne sera plus possible d'effectuer ce test simple.

Une autre méthode consiste à estimer simultanément le recours à l'assurance-emploi et le taux de remplacement. Pour ce faire, nous procédons aux calculs suivants :

$$U_i = f(X_i, Y, G_r) + g(RR) \qquad (2)$$

et

$$RR_i = h(X_i, Y, G_r) = i(O_i) \qquad (3)$$

où : G_r est la mesure de la générosité de l'assurance-emploi, à l'exclusion du taux de remplacement;
RR est le taux de remplacement;
O représente les antécédents officiels du travailleur.

Comme les antécédents officiels et les antécédents réels en matière d'utilisation du régime divergent et qu'ils divergeront pendant cinq ans, nous pouvons faire une distinction entre les deux équations en intégrant les antécédents réels à l'équation du recours antérieur (puisqu'il s'agit d'une caractéristique individuelle pertinente et qu'elle n'est pas corrélée au taux de remplacement) et en intégrant les antécédents officiels à l'équation du taux de remplacement (puisqu'ils sont corrélés au taux de remplacement et qu'ils ne sont que faiblement corrélés aux antécédents réels).

4. Données

Nous avons utilisé des données des sept premiers cycles de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Comme l'objet de notre étude est essentiellement le recours à l'assurance-emploi, les données administratives se sont vu accorder une attention particulière (et notamment le profil vectoriel). Il s'agit d'un ensemble de données bien connu que nous ne décrirons pas de façon détaillée.

Aux fins de cet exercice, nous avons extrait du profil vectoriel toutes les demandes de prestations présentées par les répondants de l'ECPIE entre juillet 1995 et juin 1997. Comme juillet 1996 représente le mois à partir duquel Développement des ressources humaines Canada (DRHC) tient compte des semaines de prestations touchées antérieurement, ces données nous permettront de constituer deux séries comparatives d'observations, soit les demandes de prestations qui ont été présentées pendant l'année qui a précédé l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité et celles qui l'ont été pendant l'année qui a suivi.

Le tableau 1 donne un aperçu de l'ampleur de la tâche. Nous y voyons dans quelle mesure la règle de l'intensité se serait répercutée sur les répondants de l'ECPIE entre 1995 et 1998. Le tableau montre le recours antérieur, en semaines, pour toutes les demandes de prestations présentées au cours de chacune des années de la période de référence, selon la définition prévue dans la *Loi sur l'assurance-emploi*, c'est-à-dire le nombre de semaines à l'égard desquelles un prestataire a reçu des prestations au cours des 260 semaines précédant la demande de prestations. Le tableau présente également les répercussions que cette règle aurait eues sur les taux de remplacement du prestataire. La partie supérieure montre qu'en moyenne, au cours des cinq années de référence, les prestataires avaient touché des prestations pendant environ 56 semaines au cours des cinq années précédant leur demande de prestations. Moins de 30 p. 100 des prestataires auraient touché le plein montant des prestations au cours de l'une ou l'autre de ces années. Plus de 20 p. 100 auraient eu droit au taux de remplacement minimum de 50 p. 100[2]. Il faut se souvenir qu'il ne s'agit ici que d'un exercice. La règle de l'intensité n'a pas été appliquée avant 1997 et comme les antécédents ont été ramenés à zéro le 1er juillet 1996, les chiffres ne correspondent pas aux données officielles de DHRC à partir de cette année-là.

La partie inférieure du tableau présente les mêmes chiffres pour nos deux sous-échantillons (c'est-à-dire de juillet 1995 à juin 1996 ainsi que de juillet 1996 à juin 1997). On peut ainsi faire la distinction entre les antécédents réels, comme on les a déjà définis, et les antécédents officiels, qui ne sont pris en considération qu'à partir de 1996. Comme on pouvait s'y attendre, nous ne constatons aucune différence significative dans la colonne des antécédents réels. Il s'est passé trop peu de temps pour que cette variable à long terme soit influencée. Les similitudes sont encore plus marquées si l'on examine une version simplifiée

2 Sauf en 1998, mais ce résultat est peut-être attribuable à la censuration de certaines longues périodes, et il faudra le valider lorsqu'un profil vectoriel plus récent sera disponible.

des antécédents officiels. Nous nous contentons ici de nous pencher sur le nombre de semaines de prestations à l'égard desquelles une demande a été présentée au cours des 52 semaines précédentes pour les deux sous-échantillons. Les distributions sont identiques. Ce résultat confirme nos attentes, à savoir que si l'on doit observer des changements dans les comportements si tôt après l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité, ce sera davantage dans les effets marginaux que dans les effets moyens.

TABLEAU 1
La règle de l'intensité en perspective

Tous les répondants de l'ECPIE

Répartition des semaines antérieures de prestations selon la définition de la Loi sur l'assurance-emploi

	Moyenne	Écart-type
1995	56,793	47,374
1996	55,126	48,655
1997	57,835	46,341
1998	57,782	40,693

Répartition des taux de réduction

Taux réduit de	1995	1996	1997	1998
0%	28,6	30,5	25,7	19,7
1%	15,2	15,8	17,3	19,2
2%	13,9	13,8	14,4	18,2
3%	11,2	10,9	11,9	15,3
4%	9,6	8,7	10,0	11,0
5%	21,6	20,4	20,8	16,7

Deux sous-échantillons

Répartition des taux de réduction

	Avant		Après	
Taux réduit de	Antécédents réels	Antécédents officiels	Antécédents réels	Antécédents officiels
0%	30,7	81,4	30,0	81,4
1%	15,0	18,5	16,8	18,5
2%	13,7	0,1	13,9	0,1
3%	10,8	0	11,0	0
4%	8,9	0	8,8	0
5%	20,9	0	19,6	0

Le tableau 2 présente des statistiques descriptives sur les données utilisées ici. Elles visent 37 224 demandes présentées par 25 241 prestataires au cours de la période de référence de deux ans. Ces données montrent que les prestataires de l'échantillon sont d'âge moyen et en majorité de sexe masculin; très peu sont handicapés, membres d'une minorité ou d'origine autochtone. Près de 40 p. 100 des demandes ont été présentées dans les Maritimes.

TABLEAU 2
Statistiques descriptives

	N=37 224		N=18 716 Avant		N=18 508 Après	
Variables démographiques	**Moyenne**	**Écart-type**	**Moyenne**	**Écart-type**	**Moyenne**	**Écart-type**
Âge	37,219	11,180	36,970	11,109	37,470	11,245
Minorité	0,007	0,082	0,006	0,077	0,007	0,088
Autochtones	0,015	0,123	0,015	0,120	0,016	0,126
Femmes	0,368	0,482	0,309	0,462	0,428	0,495
Personnes handicapées	0,003	0,059	0,003	0,055	0,004	0,063
Nombre de personnes à charge	2,044	1,525	2,000	1,451	2,091	1,594
Variables géographiques						
Terre-Neuve	0,107	0,309	0,108	0,310	0,106	0,308
Île-du-Prince-Édouard	0,083	0,275	0,083	0,276	0,082	0,274
Nouvelle-Écosse	0,103	0,305	0,103	0,304	0,103	0,305
Nouveau-Brunswick	0,105	0,306	0,105	0,306	0,105	0,306
Québec	0,134	0,341	0,134	0,341	0,135	0,342
Ontario	0,107	0,309	0,104	0,305	0,110	0,312
Manitoba	0,091	0,287	0,092	0,289	0,089	0,285
Saskatchewan	0,077	0,267	0,079	0,270	0,075	0,263
Alberta	0,078	0,268	0,081	0,271	0,075	0,264
Colombie-Britannique et T.N.-O.	0,115	0,319	0,112	0,315	0,119	0,323
Caractéristiques des demandes						
Semaines de prestations	21,030	12,133	21,360	11,906	20,697	12,351
Taux de prestations	269,499	107,329	271,759	109,715	267,214	104,814
Semaines d'admissibilité	33,418	8,243	33,524	8,508	33,311	7,966
Prestations épuisées	0,309	0,462	0,323	0,468	0,297	0,457
Demandes assujetties à la règle de l'intensité	0,497	0,500	0		1	

En moyenne, les prestataires ont droit à 33 semaines de prestations et en touchent pendant 20 semaines sur 33; 30 p. 100 des prestataires épuisent leurs prestations. Enfin, ces demandes sont distribuées à peu près également entre la période qui a précédé l'adoption de la règle de l'intensité et celle qui l'a suivie. Le tableau montre également les différences dans les caractéristiques des échantillons du groupe d'avant et du groupe d'après. On peut y constater que les deux groupes sont remarquablement semblables, à une seule exception importante près : les femmes sont beaucoup plus nombreuses à avoir présenté des demandes de prestations dans le second échantillon que dans le premier. Nous y reviendrons.

Le tableau 3 montre que les caractéristiques du recours antérieur à l'assurance-emploi ou à l'assurance-chômage sont très différentes chez les 25 241 personnes visées : 14 p. 100 d'entre elles ont présenté leur première demande de prestations dans les années 1990. À l'autre extrême, 31 p. 100 ont présenté six demandes ou plus pendant la même période. Les utilisateurs fréquents sont nettement plus nombreux chez les hommes : 27 p. 100 des femmes avaient présenté six demandes ou plus, par rapport à 33 p. 100 des hommes.

TABLEAU 3
Nombre total de demandes présentées par les répondants au cours des années 1990

Nombre de demandes	Proportion des répondants	Proportion des répondants	Proportion des répondants
	Tous	Femmes	Hommes
1	0,143	0,175	0,125
2	0,168	0,196	0,151
3	0,142	0,149	0,138
4	0,123	0,116	0,127
5	0,113	0,092	0,126
6	0,108	0,090	0,119
7	0,139	0,129	0,145
8	0,058	0,049	0,063
9 ou plus	0,006	0,004	0,006

5. Résultats

5.1. Effets de coin

Notre première tentative consiste à déterminer s'il y avait eu une augmentation sensible du nombre de personnes qui demandent des prestations pendant 19 semaines ou moins après l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité, pour éviter des réductions futures de leurs prestations. Si la règle de l'intensité a force exécutoire, la théorie économique prédit clairement une telle augmentation.

Nous avons comparé le profil de la durée des demandes de prestations présentées pendant l'année qui a précédé l'entrée en vigueur de la règle (juillet 1995 à juin 1996) et pendant l'année qui a suivi (juillet 1996 à juin 1997). Notre ensemble de données comprenait tous les répondants de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) qui ont présenté une demande de prestations au cours de l'une ou l'autre de ces deux années. Notre « variable dépendante » est le nombre de semaines de prestations versées à un chômeur par Développement des ressources humaines Canada (DRHC).

Une question technique préliminaire se pose au sujet de la façon appropriée de traiter la variable des « semaines de prestations ». Examinons d'abord la question de la censuration. En vertu des critères de l'assurance-emploi, les semaines pendant lesquelles des prestations ont été versées à un prestataire seront prises en considération dans ses antécédents, que ce nombre s'explique ou non par l'épuisement des prestations auxquelles le prestataire avait droit. Les prestataires qui ont épuisé leurs prestations ne devraient pas être traités différemment des autres. Dans une analyse des durées, cependant, la variable des « semaines à l'égard desquelles des prestations ont été versées » est censurée lorsque les prestations sont épuisées. Il est essentiel de prendre en considération l'épuisement des prestations dans la comparaison de sous-groupes, par exemple. Si deux groupes ont tendance à afficher des durées différentes quant au nombre de semaines de prestations, on risquerait, en ne tenant pas compte de la censuration, de conclure qu'il existe des différences sur le plan des comportements entre ces groupes, alors que les différences observées résultent directement des différences dans le droit aux prestations. Aux fins de notre analyse, nous avons posé l'hypothèse selon laquelle la variable des « semaines de prestations » était censurée lorsque les prestations étaient épuisées. Cependant, cette hypothèse n'a joué de rôle critique dans aucun de nos résultats.

La figure 1 montre les taux empiriques de hasard de Kaplan Meyer pour le nombre de semaines de prestations, compte tenu de la censuration. Ces hasards représentent la probabilité qu'une période de chômage dure exactement n semaines, compte tenu du fait qu'elle a déjà duré $n-1$ semaines. Ces figures illustrent deux courbes de hasard, selon que la demande a été présentée avant l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité (partie supérieure) ou après (partie inférieure). Les limites supérieures et inférieures de l'estimation au seuil de 95 p. 100 sont illustrées par des lignes pointillées.

FIGURE 1
Hasard de la durée des prestations d'assurance-emploi

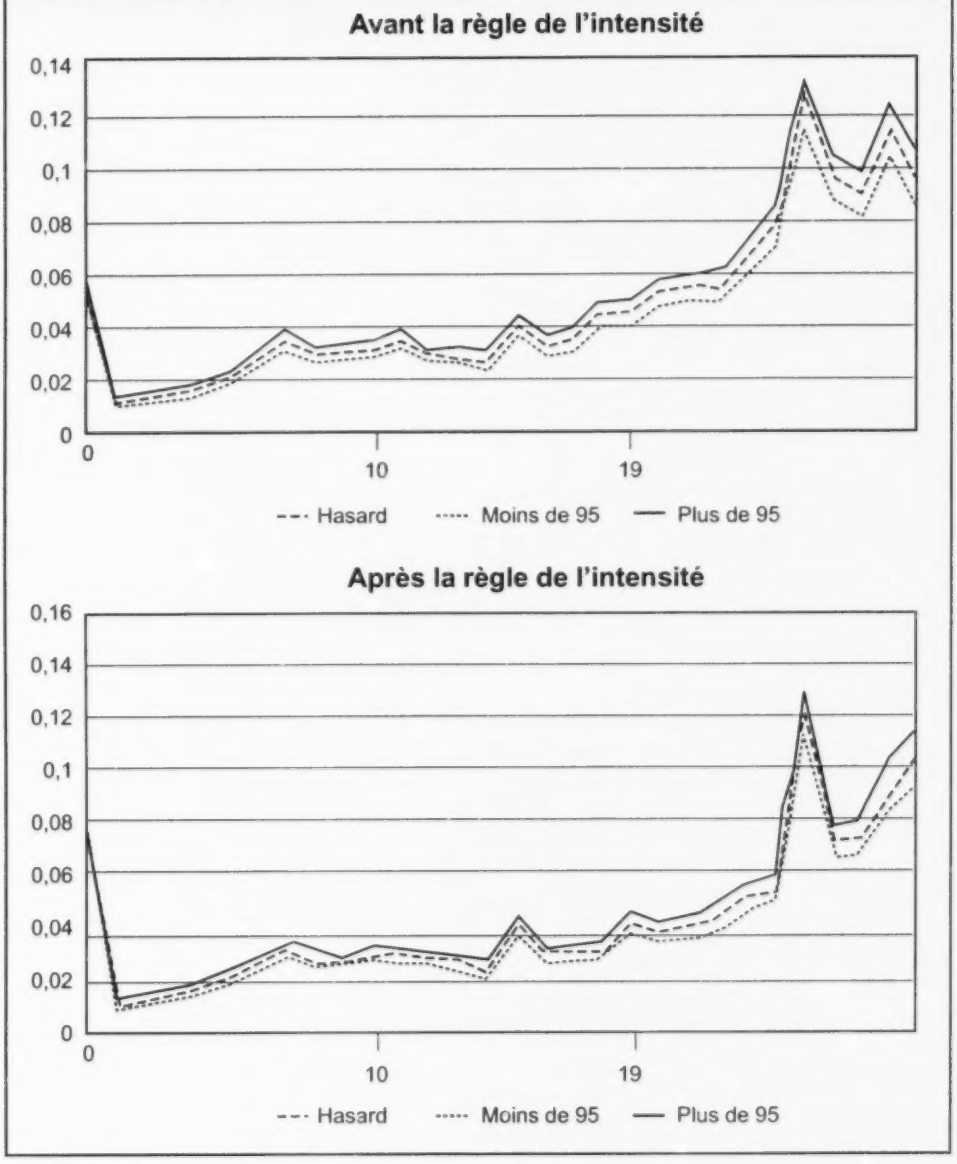


TABLEAU 4
Hasards empiriques de la durée

Inter-valle		Avant			Après		
		Hasard	Plus de 95	Moins de 95	Hasard	Plus de 95	Moins de 95
0	1	0,0524	0,0491	0,0557	0,0792	0,0751	0,0833
1	2	0,0117	0,0101	0,0133	0,0125	0,0109	0,0142
2	3	0,0131	0,0114	0,0148	0,0157	0,0138	0,0176
3	4	0,0149	0,0131	0,0168	0,0183	0,0163	0,0204
4	5	0,0186	0,0166	0,0207	0,0205	0,0183	0,0227
5	6	0,0211	0,0189	0,0233	0,0249	0,0225	0,0274
6	7	0,0299	0,0273	0,0326	0,0293	0,0266	0,0321
7	8	0,0351	0,0322	0,038	0,0373	0,0342	0,0404
8	9	0,0305	0,0277	0,0332	0,0308	0,0279	0,0336
9	10	0,0302	0,0274	0,033	0,0302	0,0273	0,0331
10	11	0,0311	0,0282	0,034	0,0342	0,031	0,0373
11	12	0,0348	0,0316	0,0379	0,033	0,0298	0,0361
12	13	0,0289	0,026	0,0318	0,0325	0,0293	0,0356
13	14	0,0287	0,0258	0,0316	0,0301	0,027	0,0331
14	15	0,0264	0,0236	0,0292	0,0246	0,0218	0,0274
15	16	0,0396	0,0361	0,0431	0,046	0,0421	0,0499
16	17	0,0299	0,0268	0,0331	0,0306	0,0273	0,0338
17	18	0,0302	0,027	0,0334	0,0283	0,0252	0,0315
18	19	0,0331	0,0297	0,0365	0,0272	0,024	0,0304
19	20	0,0339	0,0304	0,0375	0,0377	0,0339	0,0416
20	21	0,0349	0,0313	0,0386	0,031	0,0275	0,0346
21	22	0,0333	0,0297	0,037	0,0332	0,0294	0,037
22	23	0,0342	0,0304	0,038	0,0341	0,0302	0,038
23	24	0,0362	0,0321	0,0402	0,0403	0,036	0,0447
24	25	0,0417	0,0371	0,0462	0,0374	0,0331	0,0418
25	26	0,0886	0,0816	0,0955	0,0933	0,0861	0,1006
26	27	0,042	0,0369	0,0471	0,0446	0,0393	0,0499
27	28	0,0507	0,0448	0,0565	0,0492	0,0434	0,055
28	29	0,0476	0,0416	0,0536	0,0472	0,0413	0,0532
29	30	0,0499	0,0434	0,0563	0,0516	0,045	0,0582
30	31	0,042	0,0357	0,0483	0,0585	0,051	0,066
31	32	0,0525	0,0449	0,06	0,0486	0,0413	0,0559
32	33	0,0472	0,0394	0,055	0,0533	0,0451	0,0615

TABLEAU 4 (suite)
Hasards empiriques de la durée

Inter-valle		Avant			Après		
		Hasard	Plus de 95	Moins de 95	Hasard	Plus de 95	Moins de 95
33	34	0,0512	0,0422	0,0602	0,044	0,0359	0,0522
34	35	0,0479	0,0386	0,0572	0,048	0,0388	0,0572
35	36	0,0616	0,0502	0,0729	0,0509	0,0407	0,0611
36	37	0,043	0,0329	0,0532	0,0395	0,03	0,0491
37	38	0,0466	0,0354	0,0579	0,0485	0,0373	0,0597
38	39	0,049	0,0368	0,0612	0,0523	0,0399	0,0647
39	40	0,0378	0,0265	0,0491	0,0448	0,0325	0,0571
40	41	0,0357	0,024	0,0473	0,0405	0,0279	0,053
41	42	0,0442	0,0303	0,0581	0,0356	0,0231	0,0481
42	43	0,0302	0,0179	0,0425	0,0364	0,0229	0,0499
43	44	0,0226	0,0112	0,0341	0,0388	0,0239	0,0537
44	45	0,0306	0,0165	0,0448	0,0499	0,0317	0,068
45	46	0,0451	0,0267	0,0635	0	—	—
46	47	0,0387	0,0203	0,0571	0	—	—
47	48	0,0497	0,0273	0,072	0	—	—
48	49	0,0352	0,0153	0,0552	0	—	—

Les figures montrent clairement que, comme on l'avait postulé, le hasard de durée affiche un pic léger mais significatif à la semaine 19. Le tableau 4, qui présente tout simplement les hasards empiriques estimés, le confirme. On y voit qu'après l'entrée en vigueur de la règle d'intensité, la probabilité de réemploi au cours de la semaine 19 augmente d'un point de pourcentage par rapport à la semaine précédente. On peut en déduire qu'après l'entrée en vigueur de la règle, la probabilité de retour au travail au cours de la 19^{e} semaine de prestations est sensiblement plus élevée qu'au cours des semaines 18 ou 20, ce qui n'était pas le cas avant l'entrée en vigueur de la règle. Ce phénomène est plus marqué lorsque l'échantillon est limité aux utilisateurs fréquents (qui ont présenté six demandes de prestations ou plus au cours des années 1990). En ce qui les concerne, le pic se rapproche de 1,3 point.

De plus, des tests logarithmiques par rangs infirment nettement l'hypothèse de l'égalité des courbes de survie avant et après l'entrée en vigueur de ce changement stratégique.

Pour tenir compte d'autres changements possibles dans les comportements, nous avons estimé deux modèles non paramétriques des durées, l'un pour le groupe d'avant et l'autre pour le groupe d'après. Les résultats de ces estimations sont montrés au tableau 6. Tous les coefficients affichent une stabilité remarquable, à l'exception encore une fois de celui

qui s'applique aux femmes. Même si, avant l'entrée en vigueur de la règle d'intensité, les périodes pendant lesquelles les femmes demandaient des prestations étaient plus longues que celles des hommes, cette différence disparaît une fois la règle en vigueur. Toutefois, ce changement comportemental pourrait être relié (et il l'est probablement) au changement dans la composition dont il a été question dans la section précédente. Il est à l'opposé des répercussions attendues de la réforme : comme les hommes sont plus susceptibles de présenter des demandes répétées, il était raisonnable de s'attendre à ce qu'ils réagissent de façon plus prononcée à l'entrée en vigueur de la règle d'intensité. Cependant, il semble que les femmes aient réagi davantage que les hommes. Le tableau 7 résume les hasards empiriques séparément pour les hommes et pour les femmes autour de la semaine 19 (voir également la figure 2). Outre la réduction de l'écart dans le nombre moyen de semaines de prestations demandées par les hommes et par les femmes, le tableau 6 montre que la réaction des femmes à la semaine 19 semble plus marquée : le hasard de réemploi augmente de 86 p. 100 par rapport à son niveau de la semaine 18. Chez les hommes, cette augmentation n'est que d'environ 21 p. 100.

TABLEAU 5
Hasards empiriques de la durée — Utilisateurs fréquents seulement

		Avant			Après		
Inter-valle		Hasard	Plus de 95	Moins de 95	Hasard	Plus de 95	Moins de 95
0	1	0,0168	0,0136	0,0199	0,0282	0,0241	0,0323
1	2	0,0066	0,0047	0,0086	0,009	0,0066	0,0113
2	3	0,0073	0,0052	0,0094	0,0094	0,007	0,0118
3	4	0,0072	0,0051	0,0093	0,0108	0,0082	0,0134
4	5	0,0093	0,0069	0,0117	0,0146	0,0115	0,0176
5	6	0,0166	0,0134	0,0198	0,0195	0,016	0,0231
6	7	0,0261	0,0221	0,0302	0,0252	0,0211	0,0292
7	8	0,035	0,0303	0,0398	0,0399	0,0346	0,0451
8	9	0,0294	0,0249	0,0338	0,0297	0,0251	0,0342
9	10	0,0325	0,0277	0,0372	0,0288	0,0243	0,0334
10	11	0,0356	0,0306	0,0407	0,0373	0,032	0,0426
11	12	0,0436	0,0379	0,0493	0,0356	0,0303	0,0409
12	13	0,0315	0,0265	0,0364	0,0371	0,0316	0,0426
13	14	0,0268	0,0222	0,0314	0,0303	0,0253	0,0354
14	15	0,0263	0,0216	0,0309	0,0278	0,0229	0,0327
15	16	0,0341	0,0287	0,0394	0,0357	0,0301	0,0413
16	17	0,033	0,0276	0,0383	0,036	0,0303	0,0418
17	18	0,0294	0,0242	0,0345	0,0351	0,0293	0,0409
18	19	0,0432	0,0369	0,0496	0,0374	0,0313	0,0435
19	20	0,0485	0,0417	0,0554	0,051	0,0437	0,0583

TABLEAU 5 (suite)
Hasards empiriques de la durée — Utilisateurs fréquents seulement

Inter-valle		Avant			Après		
		Hasard	Plus de 95	Moins de 95	Hasard	Plus de 95	Moins de 95
20	21	0,0513	0,0441	0,0585	0,0424	0,0356	0,0492
21	22	0,0529	0,0454	0,0605	0,0434	0,0364	0,0504
22	23	0,0595	0,0513	0,0678	0,0514	0,0436	0,0592
23	24	0,0695	0,0603	0,0787	0,0572	0,0487	0,0656
24	25	0,0899	0,0791	0,1008	0,0685	0,0589	0,0781
25	26	0,0988	0,0869	0,1107	0,0962	0,0844	0,108
26	27	0,1185	0,1047	0,1323	0,1118	0,0984	0,1252
27	28	0,1089	0,0949	0,1229	0,1094	0,0954	0,1235
28	29	0,1499	0,1324	0,1674	0,1523	0,1347	0,1699
29	30	0,1243	0,1073	0,1414	0,1803	0,1596	0,2011
30	31	0,2084	0,1845	0,2323	0,158	0,1368	0,1792
31	32	0,1742	0,1501	0,1983	0,1542	0,1316	0,1769
32	33	0,4369	0,3937	0,4801	0,275	0,2416	0,3083
33	34	0,2891	0,246	0,3323	0,36	0,3157	0,4044
34	35	0,2727	0,2244	0,3211	0,2869	0,2399	0,3339
35	36	0,2353	0,1841	0,2865	0,2116	0,1655	0,2578
36	37	0,1978	0,1453	0,2503	0,2092	0,1582	0,2601
37	38	0,2313	0,1682	0,2943	0,1833	0,1305	0,236
38	39	0,1488	0,0928	0,2047	0,2082	0,1463	0,2701
39	40	0,1333	0,0764	0,1902	0,1387	0,0834	0,1941
40	41	0,0559	0,0172	0,0947	0,1325	0,0745	0,1904
41	42	0,0981	0,0448	0,1514	0,1609	0,0923	0,2295
42	43	0,0488	0,0098	0,0878	0,087	0,0331	0,1408
43	44	0,0779	0,0271	0,1288	0,1154	0,0502	0,1806
44	45	0,0367	0,0007	0,0727	0,1075	0,041	0,1741
45	46	0,0478	0,0059	0,0898	0,271	0,1561	0,3858
46	47	0,04	0,0008	0,0792	0,0938	0,0188	0,1687
47	48	0,0417	0,0008	0,0825	0,0333	0	0,0795
48	49	0,0215	0	0,0513	0,0522	0	0,1112

TABLEAU 6
Semaines de prestations — Modèle des hasards proportionnels de Cox

	Avant		Après	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Trimestre				
Hiver	0,185	0,024	0,148	0,024
Printemps	0,300	0,024	0,336	0,023
Été	-0,233	0,028	-0,220	0,026
Âge	-0,003	0,001	-0,005	0,001
Femmes	-0,155	0,026	-0,040	0,028
Personnes handicapées	-0,245	0,172	-0,235	0,144
Autochtones	-0,108	0,073	-0,283	0,073
Nombre de personnes à charge	-0,022	0,007	-0,052	0,008
Minorité	-0,218	0,118	-0,262	0,103
Province				
Terre-Neuve	-0,499	0,039	-0,638	0,038
Île-du-Prince-Édouard	-0,437	0,043	-0,620	0,042
Nouvelle-Écosse	-0,253	0,039	-0,265	0,037
Nouveau-Brunswick	-0,477	0,041	-0,467	0,039
Québec	-0,146	0,036	-0,111	0,034
Ontario	0,168	0,037	0,042	0,036
Manitoba	0,119	0,038	0,189	0,038
Saskatchewan	0,027	0,040	0,125	0,039
Alberta	-0,025	0,040	0,149	0,040

TABLEAU 7
Hasards empiriques de la durée — Hommes et femmes séparément

HOMMES

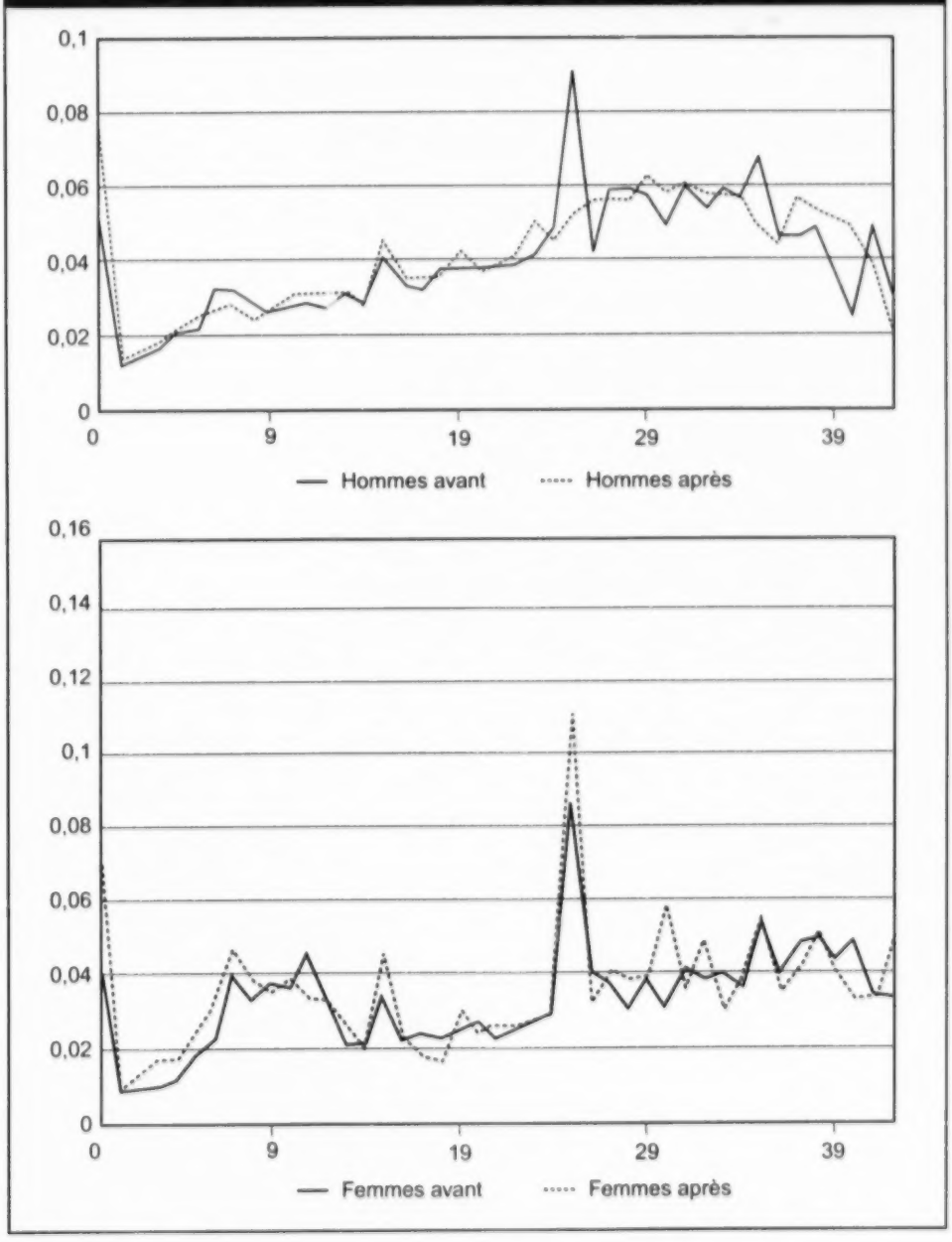
Inter-valle		Avant			Après		
		Hasard	Plus de 95	Moins de 95	Hasard	Plus de 95	Moins de 95
14	15	0,0287	0,0252	0,0323	0,0286	0,0245	0,0326
15	16	0,0419	0,0375	0,0463	0,0468	0,0415	0,052
16	17	0,0336	0,0296	0,0377	0,036	0,0313	0,0407
17	18	0,0327	0,0286	0,0367	0,036	0,0312	0,0408
18	19	0,0383	0,0338	0,0428	0,0358	0,0309	0,0406
19	20	0,0383	0,0337	0,0429	0,0435	0,038	0,049
20	21	0,039	0,0342	0,0437	0,0375	0,0323	0,0428
21	22	0,0391	0,0342	0,0441	0,0385	0,033	0,044
22	23	0,0395	0,0344	0,0447	0,0419	0,036	0,0478
23	24	0,0415	0,036	0,0469	0,0512	0,0444	0,058
24	25	0,0488	0,0426	0,055	0,0452	0,0386	0,0518

FEMMES

Inter-valle		Avant			Après		
		Hasard	Plus de 95	Moins de 95	Hasard	Plus de 95	Moins de 95
14	15	0,0213	0,0168	0,0259	0,0193	0,0155	0,0231
15	16	0,0346	0,0288	0,0405	0,045	0,0391	0,0509
16	17	0,0221	0,0173	0,0268	0,0234	0,0191	0,0278
17	18	0,0251	0,02	0,0302	0,0184	0,0145	0,0223
18	19	0,0224	0,0175	0,0274	0,0164	0,0126	0,0201
19	20	0,0251	0,0198	0,0304	0,0305	0,0254	0,0357
20	21	0,0271	0,0215	0,0327	0,0231	0,0185	0,0277
21	22	0,0224	0,0173	0,0276	0,0269	0,0218	0,0319
22	23	0,0245	0,019	0,0299	0,025	0,020	0,03
23	24	0,0268	0,0209	0,0326	0,0281	0,0228	0,0334
24	25	0,0295	0,0232	0,0358	0,0289	0,0234	0,0344

FIGURE 2

Hasard de la durée des prestations d'assurance-emploi



5.2 Recours à l'assurance-emploi et taux de remplacement

Une autre façon d'aborder le problème consiste à estimer directement les répercussions de certaines variations dans les taux de remplacement sur le recours à l'assurance-emploi. Comme on l'a déjà vu, la réforme de l'assurance-emploi nous fournit une variable instrumentale nécessaire pour isoler cet effet. À l'aide de toutes les demandes présentées après juillet 1995[3], nous avons estimé (2) et (3) pour établir dans quelle mesure la nouvelle règle de l'intensité a eu un effet de dissuasion.

Nous avons commencé par calculer le taux de remplacement réel, en divisant le montant des prestations payables aux chômeurs, d'après les données du profil vectoriel, par le montant du salaire hebdomadaire perdu selon l'ECPIE[4]. Les résultats de nos estimations des déterminants du taux de remplacement sont donnés au tableau 8. Nous y avons inclus à titre de variables explicatives toutes les variables sociodémographiques disponibles; l'année et le trimestre (pour expliquer les changements saisonniers et les changements découlant de la loi); et le salaire perdu (jusqu'à la puissance trois). Le salaire perdu sert ici à tenir compte du maximum de la rémunération assurable. Nous avons également inclus les semaines de prestations dont les chômeurs pouvaient se prévaloir. Enfin, nous avons inclus à la fois la mesure « réelle » du recours antérieur à l'assurance-emploi (le nombre de semaines à l'égard desquelles des prestations ont été touchées au cours des 60 derniers mois) et sa mesure « officielle » (le recours à l'assurance-emploi depuis juillet 1996).

Cette estimation révèle que, toutes choses étant égales par ailleurs, les taux de remplacement étaient inférieurs chez les femmes et chez les prestataires ayant des personnes à charge. Encore ici, on remarque dans les taux de remplacement moyens de vastes différences significatives entre les provinces et d'un trimestre à l'autre. De plus, le taux moyen de remplacement a augmenté en juillet 1998.

Nous avons également isolé une relation hautement significative entre le taux de remplacement et le salaire antérieur, ce qui n'est pas surprenant, compte tenu de l'existence du maximum de la rémunération assurable. Finalement, nous avons pu isoler avec beaucoup de précision les répercussions sur le premier groupe d'utilisateurs fréquents touchés par la nouvelle règle. Les prestataires qui avaient perçu des prestations pendant 20 à 40 semaines depuis juillet 1996 auraient vu leur taux de remplacement réduit d'un point de pourcentage. Nous avons estimé à 2,6 p. 100 cette réduction de 1,8 p. 100 dans les prestations. Les prestataires qui avaient touché des prestations pendant 40 à 60 semaines étaient censés voir leurs prestations réduites de 3,6 p. 100. Cette réduction était estimée à 4,3 p. 100. Notre estimation de la

---

3 Les limites de temps ainsi fixées pour cet échantillon se justifient du fait que nous voulons des mesures fidèles des taux de remplacement véritables, et que par conséquent, nous devons nous limiter aux demandes présentées au moment de l'ECPIE.

4 Même si toutes ces demandes ne correspondent pas nécessairement aux cessations d'emploi selon l'ECPIE, il s'agit probablement de la meilleure estimation du taux de remplacement « réel » à l'époque, selon la perception des chômeurs.

TABLEAU 8
Déterminants du taux de remplacement véritable

Régression du taux de remplacement
Variable dépendante : (prestations hebdomadaires/salaire hebdomadaire selon l'ECPIE)

	(1)		(2)	
	Coefficient	**Écart-type**	**Coefficient**	**Écart-type**
Âge	0,001	(0,000)	0,001	(0,000)
Femmes	-0,035	(0,002)	-0,034	(0,002)
Personnes handicapées	-0,022	(0,010)	-0,024	(0,010)
Autochtones	-0,006	(0,005)	-0,009	(0,005)
Nombre de personnes à charge	0,001	(0,001)	-0,001	(0,001)
Minorité	-0,007	(0,007)	-0,005	(0,007)
Province				
Terre-Neuve	0,008	(0,003)	-0,021	(0,003)
Île-du-Prince-Édouard	0,000	(0,003)	-0,020	(0,003)
Nouvelle-Écosse	-0,002	(0,003)	-0,019	(0,003)
Nouveau-Brunswick	0,011	(0,003)	-0,004	(0,003)
Québec	-0,001	(0,003)	-0,013	(0,003)
Ontario	0,009	(0,003)	0,013	(0,003)
Manitoba	-0,006	(0,003)	0,000	(0,003)
Saskatchewan	0,001	(0,003)	0,002	(0,003)
Alberta	0,006	(0,003)	0,016	(0,003)
Trimestre				
Hiver	-0,011	(0,002)	-0,012	(0,002)
Printemps	-0,015	(0,002)	-0,015	(0,002)
Été	-0,014	(0,002)	-0,014	(0,002)
Année				
1985	-0,025	(0,003)	-0,018	(0,003)
1986	-0,024	(0,003)	-0,020	(0,003)
1987	-0,018	(0,003)	-0,016	(0,003)
Semaines d'admissibilité			0,095	(0,003)
Semaines utilisées (60 derniers mois)			0,008	(0,000)
Salaire perdu	-6,801	(0,231)	-6,449	(0,227)
Salaire perdu au carré	1,201	(0,039)	1,137	(0,038)
Salaire perdu 3	-0,071	(0,002)	-0,068	(0,002)
Antécédents réels				
Réduction 1%	-0,026	(0,002)	-0,024	(0,002)
Réduction 2%	-0,043	(0,005)	-0,038	(0,005)
Réduction 3%	-0,132	(0,025)	-0,129	(0,025)
Racine carré, rajustée	0,290		0,315	

réduction des taux de remplacement des personnes qui avaient touché des prestations pendant plus de 60 semaines était clairement hors de proportion, à plus de 13 p. 100. Cependant, c'est peut-être la taille très réduite de l'échantillon qui explique cette imprécision.

Il est également intéressant de constater que le taux de remplacement est généralement plus élevé chez les personnes dont la période d'admissibilité est longue (ce qui dénote probablement qu'elles font partie de la population active depuis plus longtemps). Enfin, les utilisateurs fréquents affichent des taux de remplacement plus élevés.

La présence de ces antécédents « officiels » de recours à l'assurance-emploi dans la régression nous permet d'établir le modèle (2)-(3), puisque ces variables sont clairement corrélées au taux de remplacement, mais qu'elles ne le sont cependant pas à la décision de présenter ou non une demande, car elles n'affichent qu'une corrélation lointaine avec les comportements antérieurs réels (qui sont connus et pris en considération). Nous avons donc établi notre estimation à (2)-(3), évaluant d'abord (3) comme une régression linéaire simple faisant appel à la méthode des moindres carrés à deux degrés. Le tableau 9 présente les résultats de ces calculs. On y voit que les femmes ont tendance à moins recourir à l'assurance-emploi, mais les personnes d'âge mûr ainsi que les prestataires ayant des personnes à charge, à y recourir davantage. On constate également d'importants écarts selon les saisons et entre les provinces. Les vastes différences par rapport à 1998 peuvent s'expliquer du fait qu'un grand nombre des demandes de prestations ultérieures sont encore actives. Il y a toujours une corrélation forte et positive entre le recours antérieur et le recours actuel. Selon les moindres carrés ordinaires (MCO), il y a une relation positive entre le taux de remplacement et le recours. Étonnamment, il y a une corrélation négative entre les semaines d'admissibilité et le recours. Ces deux derniers signes s'inversent lorsqu'on utilise des méthodes à deux degrés. La longueur de la période d'admissibilité devient plus naturellement corrélée à la durée d'utilisation, mais le taux de remplacement est désormais négativement relié à l'utilisation.

On obtient les mêmes résultats lorsqu'on estime (3) à l'aide de la méthode de Cox plutôt qu'au moyen d'une régression linéaire. La valeur prévue du taux de remplacement donnée au tableau 9 est intégrée à un modèle de Cox. Des écarts-types robustes sont calculés, et les résultats sont présentés au tableau 10. L'estimation de Cox confirme la corrélation entre des taux de remplacement plus élevés et la cessation du recours à l'assurance-emploi, ce qui représente une période d'utilisation plus brève. Même si ce résultat peut sembler paradoxal, il faut se souvenir que dans ce cas, le taux de remplacement a été établi à partir de l'échantillon limité de personnes ayant déjà été touchées par la réforme. Nous pouvons déduire de ce résultat que ces personnes continuent de recourir davantage à l'assurance-emploi que d'autres prestataires comparables.

TABLEAU 9
Recours à l'assurance-emploi et taux de remplacement

Régression du recours à l'assurance-emploi : moindres carrés ordinaires et à deux degrés
Variable dépendante : nombre de semaines de prestations pendant la demande

	MCO		MC2D	
	Coefficient	**Écart-type**	**Coefficient**	**Écart-type**
Âge	0,002	(0,000)	0,006	(0,001)
Femmes	-0,106	(0,014)	-0,322	(0,022)
Personnes handicapées	0,187	(0,068)	0,038	(0,069)
Autochtones	0,164	(0,033)	0,101	(0,034)
Nombre de personnes à charge	0,096	(0,004)	0,088	(0,004)
Minorité	0,128	(0,048)	0,097	(0,048)
Province				
Terre-Neuve	0,364	(0,018)	0,196	(0,023)
Île-du-Prince-Édouard	0,305	(0,019)	0,147	(0,023)
Nouvelle-Écosse	0,185	(0,018)	0,048	(0,021)
Nouveau-Brunswick	0,239	(0,018)	0,191	(0,018)
Québec	0,072	(0,017)	-0,026	(0,018)
Ontario	-0,078	(0,018)	0,010	(0,019)
Manitoba	-0,112	(0,018)	-0,109	(0,018)
Saskatchewan	-0,002	(0,019)	0,009	(0,019)
Alberta	-0,045	(0,019)	0,064	(0,021)
Trimestre				
Hiver	0,054	(0,012)	0,003	(0,013)
Printemps	-0,135	(0,013)	-0,218	(0,015)
Été	0,032	(0,012)	-0,055	(0,014)
Année				
1985	1,008	(0,020)	0,998	(0,020)
1986	0,943	(0,016)	0,909	(0,017)
1987	0,783	(0,017)	0,731	(0,017)
Semaines d'admissibilité	-0,091	(0,018)	0,555	(0,056)
Semaines de prestations (60 derniers mois)	0,078	(0,003)	0,126	(0,005)
Salaire perdu	8,089	(1,509)	-34,685	(3,830)
Salaire perdu au carré	-1,356	(0,254)	6,183	(0,670)
Salaire perdu 3	0,075	(0,014)	-0,373	(0,039)
Taux de remplacement	0,189	(0,035)	-6,432	(0,546)
Racine carrée, rajustée	0,183		0,186	

TABLEAU 10
Recours à l'assurance-emploi et taux de remplacement

Recours à l'assurance-emploi : hasard proportionnel de Cox
Variable dépendante : semaines de prestations perçues pendant la période de demande

Âge	-0,008	(0,001)
Femmes	0,204	(0,023)
Personnes handicapées	0,036	(0,103)
Autochtones	-0,200	(0,051)
Nombre de personnes à charge	-0,057	(0,006)
Minorité	-0,156	(0,076)
Province		
Terre-Neuve	-0,428	(0,027)
Île-du-Prince-Édouard	-0,321	(0,030)
Nouvelle-Écosse	-0,118	(0,027)
Nouveau-Brunswick	-0,362	(0,027)
Québec	-0,022	(0,025)
Ontario	0,004	(0,026)
Manitoba	0,203	(0,027)
Saskatchewan	0,045	(0,028)
Alberta	-0,009	(0,029)
Trimestre		
Hiver	-0,208	(0,018)
Printemps	0,154	(0,019)
Été	-0,238	(0,020)
Année		
1985	-1,771	(0,030)
1986	-1,640	(0,025)
1987	-1,267	(0,024)
Semaines de prestations (60 derniers mois)	-0,071	(0,004)
Salaire perdu	30,066	(2,939)
Salaire perdu au carré	-5,383	(0,503)
Salaire perdu 3	0,328	(0,029)
Taux de remplacement	6,525	(0,283)
Pseudo racine carrée	0,020	

6. *Prédictions*

La règle de l'intensité peut avoir des répercussions sur les prestations de la majorité des prestataires de l'assurance-emploi. S'ils ne modifient pas leurs comportements en réaction à l'adoption de cette disposition, et toutes choses égales par ailleurs, 70 p. 100 des prestataires devraient voir leur taux de remplacement rabaissé à un niveau inférieur au maximum possible. Comme le montre le tableau 11, cela correspond à une réduction de plus de 2,5 p. 100 des sommes versées aux prestataires.

Nous avons trouvé des indications de certaines réactions à l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité. La plus évidente est l'augmentation du nombre de personnes cessant de demander volontairement des prestations une semaine avant la date limite à partir de laquelle leurs prestations futures risquent d'être réduites. Même si nous pensons que cet effet est statistiquement significatif, il est négligeable sur le plan financier. En supposant que tous les prestataires qui ont cessé de toucher des prestations à la 19e semaine l'ont fait à cause de la règle de l'intensité, nous avons procédé à l'exercice suivant : nous nous sommes inspirés du niveau de hasard de base de la régression de Cox appliqué à l'échantillon « après », comme on le voit au tableau 6, pour comparer le recours moyen qu'on peut déduire de ce niveau de base et le recours moyen qu'on pourrait déduire du même niveau de base si le pic qu'affiche le hasard au cours de la semaine 19 était remplacé par une interpolation des hasards des semaines 18 et 20. La différence dans le recours moyen, implicite et attribuable au pic correspond à moins du quart d'une semaine.

Le contraire aurait certes été surprenant. Comme nous pouvons le constater, il s'agit d'un effet mineur qui peut être cerné assez facilement.

TABLEAU 11
La règle de l'intensité en perspective — Économies
Réductions éventuelles des prestations associées à la règle de l'intensité

Le tableau qui suit montre les économies qui auraient été réalisées au chapitre des prestations d'assurance-emploi si la règle de l'intensité avait été appliquée pleinement en 1995, en 1996 et en 1997, selon les données du profil vectoriel des répondants de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE).

Demandes présentés en	Prestations payées dans le cadre de ces demandes ($)	Économies qui auraient pu être réalisées en vertu de la règle de l'intensité ($)	Économies en proportion des prestations (%)
1995	85 483 601	2 270 674	2,65 %
1996	97 677 638	2 446 643	2,51 %
1997	71 039 739	1 887 313	2,66 %

L'estimation du modèle structurel ne nous donne pas beaucoup plus d'indices. Même si les femmes semblent afficher un comportement différent en ce qui concerne le recours à l'assurance-emploi, elles ne paraissent pas avoir réagi différemment à la règle de l'intensité (ces résultats ne sont pas montrés ici). Le modèle révèle également que, compte tenu de notre stratégie d'identification, les personnes touchées par la nouvelle règle de l'intensité continuent de recourir davantage à l'assurance-emploi que les autres chômeurs comparables.

7. Conclusions

La règle de l'intensité instituée par la nouvelle *Loi sur l'assurance-emploi* peut avoir des répercussions sur une très forte majorité de prestataires. Si la formule avait été adoptée dans les années 1990, 70 p. 100 des prestataires auraient été touchés. Un prestataire sur cinq aurait vu son taux de remplacement réduit de cinq points, soit 9,1 p. 100. Des répercussions qui risquent d'être aussi vastes influenceront nécessairement les comportements.

Il ne fait aucun doute que cette disposition aura des répercussions importantes sur les décaissements de l'assurance-emploi, comme le confirment les indications montrant que les réactions comportementales à la mise en œuvre de la règle de l'intensité sont limitées et qu'elles n'ont qu'une faible influence économique (mais une influence statistique importante). Dans la mesure où l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) constitue un échantillon représentatif des cessations d'emploi (et d'éventuelles nouvelles demandes de prestations), les preuves montrent que la règle de l'intensité à elle seule pourrait représenter une réduction d'environ 2,5 p. 100 dans les versements de l'assurance-emploi.

Cependant, il faudra du temps pour déterminer les répercussions véritables de ce changement, à mesure que les antécédents d'emploi « réels » se rapprochent des antécédents « officiels », et que les prestataires commencent à subir le contrecoup des prestations réduites. Nous croyons avoir constaté les premiers signes de ce changement, mais les changements observés dans les comportements sont négligeables jusqu'à maintenant : une légère hausse du nombre de prestataires qui cessent de demander des prestations après 19 semaines, pour éviter que leur taux futur de remplacement ne soit réduit.

Il faudra suivre de près l'évolution de la situation. Outre un léger effet « de coin », nous avons constaté une réduction du nombre de semaines à l'égard desquelles des prestations sont demandées depuis l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité. Pour l'instant, un modèle structurel formel ne peut permettre d'attribuer cette réduction directement à la nouvelle formule. Si l'on n'observe pas de résultats plus concluants à l'avenir, force nous sera de conclure que les chômeurs n'exercent pas autant de contrôle sur l'utilisation qu'ils font de l'assurance-emploi que les promoteurs de la réforme ne le supposaient. Si tel est le cas, la règle de l'intensité se traduirait simplement par une diminution du bien-être des chômeurs, sans amélioration correspondante du bien-être de la société dans son ensemble.

Bibliographie

AKERLOF, George A, et Hajime MIYAZAKI. « The Implicit Contract Theory of Unemployment Meets the Wage Bill Argument », *Review of Economic Studies*, 1980, nº 47, p. 312-338.

CORAK, Miles, et Wendy PYPER. *Firms, Industries and Cross-subsidies: Patterns in the Distribution of UI Benefits and Taxes*, Rapport présenté à Développement des ressources humaines Canada, 1995.

DRHC. *Guide de DRHC : Assurance-emploi*.

MORTENSEN, Dale T. « Unemployment Insurance and Job Search Decision », *Industrial and Labor Relations Review*, 1997, vol. 30, p. 505-517.